予防保全の基礎的研究 ： 船舶推進系におけるモニタード・メンテナンスの数式的評価

修 士 論 文

題目 予防保全の基礎的研究
（船舶推進系におけるモニタード・メンテナンスの数式的評価）

指導教授 川崎 義人

商船学研究科 機関学 専攻

昭和 49 年入学

氏 名 梅本 真一郎

昭和 51 年 1 月 31 日提出

予防保全の基礎的研究

題目 (船舶推進系におけるモニタード・メンテナンスの数式的評価)

指導教授 川崎義人

商船学研究科 機関学専攻

氏名 梅本真一郎

昭和51年1月31日提出

目　次

1. まえがき

機器、システムはその設計、製作、運転、使用状況などの違いにより時間的差はあっても、次第に性能が低下し、いつかその度合が許容範囲以上になったり、運転、使用が不可能になったりする。そこで、これを回避しようとする考え方としてそのような状態になる前に点検、交換、修理を行なう予防保全というものがある。しかしこの予防保全もむやみやたらに行なうのでは保全要員数、コスト面などの問題があり、また保全要員の技量、予備品の信頼度によってはかえって機器、システムの信頼度が下がるようなことにもなりかねない。

従来の研究における展開はほとんど各個別機器、システムに対し云々ということではなく、それらの集団を対象とし、そこから得られる信頼性に関する情報を使用して、統計的処理を行ない、そのことにより代表値を得たり、分布関数、パラメータなどの決定を行なう。そしてそれらをある数学モデル当てはめ検討を行なっていくものであり、実際の保全管理においても利用されてきた。このように信頼性情報を統計的に処理し、それを利用して保全管理が行なわれるという意味でこれを統計的予防保全(SPM)と呼ぶことができる。[1] 船舶部門についてみると機器によっては保全間隔など予防保全の考え方が管理部より提示されているが、その保全間隔についても、航海入渠などの都合によりバラツキが生じるし、また航海中、陸のメンテナンス支援体制から隔離されるというような特殊性において保全要員数、予備品数などをどう考えたらよいのかという問題もある。そこで現状の把握ということで様々な報告がなされている。[2]〜[5]

この理論的確立、実際面での利用がなされてきた統計的予防保全方式に対し、各機器について、その運転状態を把握するために、目視、点検、試験などの連続的、間欠的監視行為を行ない、またこれらをある程度集中化した監視装置を設けることにより性能の低下、異常状態の発生などを知り、これをもとにして保全を決定するというような考え方が近頃されてきた。この保全方式をモニタードメンテナンス(MPM)と呼ぶ。船舶部門においてもISME TOKYO '73 パネル討論会において A. Hansen はピストン及びシリンダライナについてのモニタリングシステムについて述べており、C. A. Bowes は機械の健康状態を把握するためのパラメータの代表として振動モニタリングについて述べている。また、F. Monceaux[6] はディーゼルエンジンに対し、コンピュータを使用してのモニタリング及び保守の改善ということで、その実際例を報告している。またガスタービンについてもその計測パラメータの選定ということについて報告がある。[7] このようにモニタードメンテナンスについて報告がいくつかなされているが、これらはコンピュータの利用とか、計測パラメータの決定とかいう実施面での問題をとりあげている。それに対し川崎はモニタードメンテナンスを普遍的なシステムに適用した場合の数式モデルを導き、統計的予防保全との定量的比較を行ないモニタードメンテナンスの優位性を示している。[1]

このように予防保全はその保全決定が統計的に得たものによるか、各機器、システムの運転状態を監視し、異常を発見したことによるかで、SPMとMPMに大別される。

ここで船舶推進系での予防保全について考えると、ある運転時間経過後点検、交換などが行なわれる。これがSPMに相当する。一方異常状態が発生し、発見されれば、その後は乗組

員の判断により保全決定が行なわれる。これがMPMである。いずれも厳密な区別ではないがSPMとMPMが混合した保全方式がとられていると考えられる。そこでまずMPMのみを考え、現在異常状態発見後の診断、評価、判定などの行為を乗組員が行なっているが、これを人間に代わり、機械が行なうとし、その能力が一定している場合を川崎の考えにおいて診断時間一定として評価を行なった。次に、上に述べた実状を考え、川崎の考え方を拡張してSPMとMPMとを混合した予防保全――これを混合予防保全(M×PM)と呼ぶことにする――について意識的に両保全を区別した形で数式モデルを導き、その特質を考察することによりM×PMにおける保全体制の有利な方向を見い出した。さらに船舶において航海中での異常による受動的主機停止は安全性、スケジュール運航という面から大きな問題であり、この観点で対象に主機をとりあげ、その航海中での受動的停止を故障とするというような、他にもいくつかあるが定義を行ない、フィールドデータを使用して先に誘導したM×PM数式モデルにもとづいて、主機に対し行なわれる予防保全におけるSPMとMPMとの割合を求め、考察を行なった。最後に数式モデルにおいて分布関数の形によっては解析的に解くのが困難な場合があり、その場合シミュレーションの導入という方法があるがその一例をSPM, MPMが行なわれる場合のシステムを考え、示すとともにSPMとMPMとの比較を行なった。

2. 用語の定義及び記号の説明

本文中で使用される主要な用語を次のように定義し[1]、さらに主な記号の説明を行なう。

2.1 用語の定義

(1) MPM ―――― 機器、システムの運転中の各種特性を計測、監視し、欠陥を検出し、診断を行ない故障発生前に保全を実施する方式である。

(2) 欠陥 ―――― 故障の原因、あるいは前徴として時間的に故障以前に発生する物理的現象、作動特性の異常、不安定などを総称する。故障すなわち機能の完全な停止とは厳密に区別する。

(3) 欠陥の検出、診断 ―― 目視、点検、試験などによって欠陥の発生を知ること。診断とはさらに欠陥の位置、場所などを確定する機能をいう。

2.2 記号の説明

τ_D ---- 新品な機器、システムが欠陥状態になる時間

τ_E ---- 機器、システムが欠陥状態から故障状態になる時間

τ_M ---- 診断を完了する時間(診断時間)

τ ---- 新品な機器、システムが欠陥状態を経て故障状態に

なる時間

τ_G ---- 機器．システムにSPMが実施される場合の実施間隔

T_C ---- 診断時間一定方式における診断時間

T ---- SPM方式のうちの定期交換における交換実施間隔

$F_D(t), T_D$ ---- τ_Dが従う分布関数及び平均値

$F_E(t), T_E$ ---- τ_Eが従う分布関数及び平均値

$F_M(t), T_M$ ---- τ_Mが従う分布関数及び平均値

$F(t), T_0$ ---- τが従う分布関数及び平均値

$G(t)$ ---- τ_Gが従う分布関数

T_f, T_g ---- MPMが行なわれる場合の機器．システムの平均故障時間及び平均予防交換間隔

$T_{\mathrm{I}}, T_{\mathrm{II}}$ ---- M×PMが行なわれる場合の機器．システムの平均故障時間及び平均予防交換間隔

α ---- 診断能力パラメータ

β ---- SPM方式のうちの定期交換における交換実施間隔パラメータ

γ ---- M×PM下でのSPM方式のうちの定期交換における交換実施間隔パラメータ

ν_m ---- 保全労力比

ν_r ---- 信頼度改善率

ν_c ---- 保全コスト比

P_0 ---- 欠陥検出成功確率

P_1 ---- 診断成功確率

3. MPMにおける診断時間一定方式の具体的評価.

診断時間一定の場合の定量的評価を行なうためにまず診断時間を確率変数として扱ったより一般的なMPM数式モデルを誘導する。

3.1 MPM数式モデルの誘導

3.1.1 前提条件[1]

次の前提条件のもとにMPM数式モデルを誘導する。

(1) システムはたゞ1つの欠陥状態を経て故障となり、欠陥は検出可能である。

(2) システムは常時監視下にある。欠陥の診断完了と同時に保全が行なわれる。検出は毎回成功するとは限らず、不成功であれば故障となる。また診断が間に合わないことがあるのでシステムは故障する。故障したシステムは直ちに保全され、いずれの場合も保全直後のシステムは新品(無欠陥)であるとする。

(3) 欠陥検出の成功率は検出器の信頼性及び能力を含めて一定の確率をもつものとする。

(4) 診断時間は診断回路の信頼性及び能力を含めてある確率変数であるとする。

(5) 保全時間は無視する。(保全時間とは修理、交換時間のことである。)

以下において交換、保全は同義語として混用する。

3.1.2. MPMモデル

故障の時のみ保全が行なわれるシステム(原始システムと呼ぶ[1])に対し、MPMが実施される時のシステム信頼度をMPMモデルと呼ぶ。なお原始システムはただ1つの欠陥状態を経て故障となる。(前提条件(1))

新品な機器、システムが欠陥状態になる時間、欠陥状態のものが故障状態になる時間、診断が完了する時間(診断時間)、これらを互いに独立な確率変数として取り扱い、それぞれ τ_D, τ_E, τ_M で表わし、これらが従う分布関数をそれぞれ $F_D(t)$, $F_E(t)$, $F_M(t)$ で表わす。また τ_D, τ_E の平均値を T_D, T_E で表わす。欠陥の検出成功確率を P_0 とする。また長時間のシステム運転において、予防交換の成功する確率を診断成功確率と呼び[1] P_1 とすると、P_1 は次のように表わされる。

$$P_1 = Prob.(\tau_M < \tau_E) = \int_0^\infty \bar{F}_E(t) F_M'(t) dt \qquad \text{------} (3.1)$$

いま新品からスタートした時のシステムの信頼度を $\mathcal{F}(t)$、欠陥状態の時刻を $t=0$ とし考えた信頼度を $\mathcal{F}_1(t)$ とすると、

$\mathcal{F}(t)$ は

① 時刻 t までに欠陥状態とならない確率

② 時刻 t までの任意の時刻 x において欠陥が発生すること、残る $(t-x)$ 間、故障しないこと が同時に起こる確率

① と ② の和である。式で表わすと、

$$\mathcal{F}(t) = \bar{F}_D(t) + \int_0^t \mathcal{F}_1(t-x) F_D'(x) dx \qquad \text{------} (3.2)$$

$\mathcal{F}_1(t)$ は

① 欠陥検出が成功して時刻 t までに故障しないこと、診断が完了しないこと が同時に起こる確率

② 欠陥検出が成功して時刻 t までの任意の時刻 x にお

いて診断が完了すること、xまでに故障とならないこと、残る$(t-x)$の間、故障しないことが同時に起こる確率

③欠陥検出が不成功に終っても時刻tまでに故障しない確率

①と②と③の和である。式で表わすと、

$$\mathcal{F}_1(t) = p_0 \cdot \left\{ \bar{F}_M(t)\bar{F}_E(t) + \int_0^t \mathcal{F}(t-x)\bar{F}_E(x)F_M'(x)\,dx \right\} + (1-p_0)\bar{F}_E(t) \quad \text{-----} \ (3.3)$$

ここで

$$\left.\begin{aligned} \bar{F}_M(t)\cdot\bar{F}_E(t) &= \Phi(t) \\ \bar{F}_E(t)\cdot F_M'(t) &= \varphi(t) \end{aligned}\right\} \quad \text{-----} \ (3.4)$$

とおき、(3.2)(3.3)式をラプラス変換すると、

$$\mathcal{F}^*(s) = \bar{F}_D^*(s) + \mathcal{F}_1^*(s)(1-s\bar{F}_D^*(s)) \quad \text{-----} \ (3.5)$$

$$\mathcal{F}_1^*(s) = p_0\left(\Phi^*(s) + \mathcal{F}^*(s)\varphi^*(s)\right) + (1-p_0)\bar{F}_E^*(s) \quad \text{---} \ (3.6)$$

(3.6)式を(3.5)式に代入し、$\mathcal{F}^*(s)$について解くと

$$\mathcal{F}^*(s) = \frac{\bar{F}_D^*(s) + p_0\Phi^*(s)(1-s\bar{F}_D^*(s)) + (1-p_0)\bar{F}_E^*(s)(1-s\bar{F}_D^*(s))}{1 - p_0\varphi^*(s)(1-s\bar{F}_D^*(s))}$$

$$\text{-----} \ (3.7)$$

(3.7)式において$S=0$とすると、システムの平均故障時間が得られ、それを$T_{\mathcal{F}}$とすると、

$$T_{\mathcal{F}} = \frac{\bar{F}_D^*(0) + p_0 \Phi^*(0) + (1-p_0)\bar{F}_E^*(0)}{1 - p_0 \varphi^*(0)} \quad \text{------} (3.8)$$

ここで $\bar{F}_D^*(0)$, $\bar{F}_E^*(0)$, $\Phi^*(0)$, $\varphi^*(0)$ について考える。

$$\bar{F}_D^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{F}_D(t)dt \longrightarrow \bar{F}_D^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_D(t)dt = T_D \quad \text{----} (3.9)$$

$$\bar{F}_E^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{F}_E(t)dt \longrightarrow \bar{F}_E^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_E(t)dt = T_E \quad \text{----} (3.10)$$

$$\Phi^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\Phi(t)dt \longrightarrow \Phi^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_M(t)\bar{F}_E(t)dt \ (= T_H \text{ とおく}) \quad \text{----} (3.11)$$

$$\varphi^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{F}_E(t)F_M'(t)dt \longrightarrow \varphi^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_E(t)F_M'(t)dt = P_1$$

((3.1)式参照)

---- (3.12)

(3.8) 式を (3.9)(3.10)(3.11)(3.12) の各式でおきかえると、

$$T_{\mathcal{F}} = \frac{T_D + p_0 T_H + (1-p_0)T_E}{1 - p_0 P_1} \quad \text{------} (3.13)$$

次にシステムの予防保全の行なわれる間隔の分布関数を $g(t)$ とすると $\bar{g}(t)$ は $\bar{g}(t) = 1 - g(t)$ であり、新品な機器、システムが $t=0$ からスタートした時の時刻 t までに故障による交換は行なわれるが、予防交換は行なわれない確率である。また欠陥が発生した時刻を $t=0$ とし、時刻 t までに故障による交換は行なわれるが、予防交換は行な

われない確率を $\bar{g}_1(t)$ とする。 $\bar{g}(t)$ について考えると、

$\bar{g}(t)$ は

① 時刻 t までに欠陥状態とならない確率

② 時刻 t までの任意の時刻 x で欠陥が発生すること、残る $(t-x)$ で故障交換はあっても予防交換が行なわれないこと、が同時に起こる確率

① と ② の和である。式で表わすと、

$$\bar{g}(t) = \bar{F}_D(t) + \int_0^t \bar{g}_1(t-x) F_D'(x)\,dx \quad \text{------} \quad (3.14)$$

$\bar{g}_1(t)$ は

① 欠陥検出が成功して時刻 t までに故障しないこと、診断が完了しないことが同時に起こる確率

② 欠陥検出が成功して時刻 t までの任意の時刻 x において故障になること、x までに診断が完了しないこと、残る $(t-x)$ の間で故障による交換はあっても予防による交換が行なわれないことが同時に起こる確率

③ 欠陥検出が不成功に終わり時刻 t までの任意の時刻 x において故障になること、残る $(t-x)$ で故障による交換はあっても予防による交換が行なわれないことが同時に起こる確率

④ 欠陥検出が不成功に終わっても時刻 t までに故障しない確率

①と②と③と④ の和である。式で表わすと

$$\bar{g}_1(t) = p_0 \left\{ \bar{F}_M(t)\bar{F}_E(t) + \int_0^t \bar{g}(t-x)\bar{F}_M(x)F_E'(x)dx \right\}$$

$$+ (1-p_0) \left\{ \int_0^t \bar{g}(t-x)F_E'(x)dx + \bar{F}_E(t) \right\}$$

----- (3.15)

ここで

$$\bar{F}_M(t)\cdot F_E'(t) = \psi(t) \qquad \text{----- (3.16)}$$

とおく。(3.14)(3.15)式を(3.4)(3.16)式でおきかえラプラス変換し $\bar{g}^*(s)$について解くと、

$$\bar{g}^*(s) = \frac{\bar{F}_D^*(s) + p_0(1-s\bar{F}_D^*(s))\Phi^*(s) + (1-p_0)(1-s\bar{F}_D^*(s))\bar{F}_E^*(s)}{1 - p_0\psi^*(s) - (1-p_0)(1-s\bar{F}_E^*(s))}$$

-----(3.17)

(3.17)式において $s=0$ とすると、システムの平均予防交換間隔が得られ、それを T_g とすると、(3.9)(3.10)(3.11)(3.19)式より

$$T_g = \frac{T_D + p_0 T_H + (1-p_0)T_E}{p_0 P_1} \qquad \text{----- (3.18)}$$

ただし

$$\psi^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_M(t)F_E'(t)dt$$

$$= 1 - \int_0^\infty \bar{F}_E(t)F_M'(t)dt = 1 - P_1 \qquad \text{----- (3.19)}$$

次に単位時間当りの平均保全回数について考える。いまMPMが行なわれるシステムに対し長時間について考えた場合、単位時間当りの平均故障交換回数を $m_{\mathcal{F}}$、平均予防交換回数を m_g、平均総交換回数を m とすると(3.13)(3.18)式より

$$m_{\mathcal{F}} = \frac{1}{T_{\mathcal{F}}} = \frac{1-p_0P_1}{T_D+p_0T_H+(1-p_0)T_E} \quad \text{------} (3.20)$$

$$m_g = \frac{1}{T_g} = \frac{p_0P_1}{T_D+p_0T_H+(1-p_0)T_E} \quad \text{------} (3.21)$$

$$\begin{aligned} m &= m_{\mathcal{F}} + m_g \\ &= \frac{1}{T_{\mathcal{F}}} + \frac{1}{T_g} = \frac{1}{T_D+p_0T_H+(1-p_0)T_E} \quad \text{------} (3.22) \end{aligned}$$

以上MPMが行なわれる場合のシステムの平均故障時間、平均予防交換間隔、単位時間当りの平均保全回数を表わす式を誘導してきたが、それらは欠陥検出成功確率を一定としたものである。欠陥の成長性や、検出行為の繰り返しにより p_0 は時間とともに高くなると考えた方がより実際的と思われる。また若干の条件をつけると検出の不成功は診断開始時刻の僅かな遅れとして取り扱うことができ、さらにその遅れをも無視すると $p_0=1$ ということになる。[1] (3.13)(3.18)式において $p_0=1$ とすると

$$T_{\mathcal{F}} = \frac{T_D+T_H}{1-P_1} \quad \text{------} (3.23)$$

$$T_g = \frac{T_D + T_H}{p_1} \quad \text{---------- (3.24)}$$

となる。

また逆に $p_0 = 0$ とすると、

$$T_{\varphi} = T_D + T_E \ (= T_0 \text{ とおく}) \quad \text{--------- (3.25)}$$

$$T_g = \infty$$

となりこれは原始システムの平均故障時間、平均予防交換間隔を表わしている。予防保全が行なわれないのであるから T_g は無限大となる。

3.2 診断時間一定の場合の具体的評価

前節で診断時間を確率変数としてMPM数式モデルの誘導を行なったが、本節ではこの章の目的である診断時間を一定とした場合の具体的評価を行なうために、並列形、待機形、機械形の各モデル[1]について評価式[1]を求め、さらにSPMとの比較を行なう。

3.2.1. 評価式

並列形、待機形、機械形の各モデルについて、保全労力比、信頼度改善率、保全コスト比という評価式を求めるのであるがはじめにモデル及び評価式の説明を行なう。なお各モデルにおいて τ_D, τ_E は平均値 T_D, T_E の指数分布に従うとする。

(1) モデル

① 並列形モデル

等しい偶発故障率；λ をもった2個の部品からなる並列システムを考える。両部品の故障特性を独立とすると、

一方が故障した状態はシステムの欠陥状態であり、両方が故障するとシステムは故障状態に至る。このシステムの信頼度関数は $\bar{F}(t)=2e^{-\lambda t}-e^{-2\lambda t}$ また $\bar{F}_D(t)=e^{-2\lambda t}$, $\bar{F}_E(t)=e^{-\lambda t}$ であるから $T_D=1/2\lambda$, $T_E=1/\lambda$, $T_0=3/2\lambda$, $T_D/T_0=1/3$, $T_E/T_0=2/3$ ----- (3.26)

②待機形モデル

欠陥状態になるまでは負荷は両部品が等分に負担するので故障率も全負荷のときの半分であると考えると、欠陥状態の発生率は $2\times\lambda/2=\lambda$ で、欠陥が故障になる率も λ である。よって $\bar{F}_D(t)=e^{-\lambda t}$, $\bar{F}_E(t)=e^{-\lambda t}$ となりシステムの信頼度関数は $\bar{F}(t)=(1+2t/T_0)\,e^{-2t/T_0}$ であるから $T_D=1/\lambda$, $T_E=1/\lambda$, $T_0=2/\lambda$, $T_D/T_0=1/2$, $T_E/T_0=1/2$ ----- (3.27)

③機械形モデル

機械的構造物などの並列システムでは各部分の故障はかならずしも独立でなく、一方が故障すると、残る部分に過大な負荷が集中し、欠陥から故障になるまでの時間が著しく短縮されることがある。このときの欠陥発生率を λ, 欠陥が故障になる率を $a\lambda\ (a>1)$ とおくと、$\bar{F}_D(t)=e^{-\lambda t}$, $\bar{F}_E(t)=e^{-a\lambda t}$ となりシステムの信頼度関数は $\bar{F}(t)=(ae^{-\lambda t}-e^{-a\lambda t})/(a-1)$ が得られる。これらより $T_D=1/\lambda$, $T_E=1/a\lambda$, $T_0=(a+1)/a\lambda$, $T_D/T_0=a/(a+1)$, $T_E/T_0=1/(a+1)$ -----(3.28)

(2) 評価式

① 保全労力比 (ν_m)

$$\nu_m = \frac{m}{1/T_0} \quad \text{-------- (3.29)}$$

ただし. m；MPMが行なわれる場合のシステムの単位時間当りの平均総交換回数

$1/T_0$；原始システムの単位時間当りの平均交換回数

② 信頼度改善率 (ν_r)

$$\nu_r = \frac{T_{\mathscr{f}} - T_0}{T_0} \quad \text{-------- (3.30)}$$

ただし. $T_{\mathscr{f}}$；MPMが行なわれる場合のシステムの平均故障時間

T_0；原始システムの平均故障時間

③ 保全コスト比 (ν_c)

システムを長時間運転する場合. 単位時間当りの保全コストの平均値をCとすると

$$C = C_{\mathscr{f}} \cdot m_{\mathscr{f}} + C_g \cdot m_g \quad \text{-------- (3.31)}$$

ただし $C_{\mathscr{f}}$, C_gはそれぞれ故障交換. 予防交換の単価. 故障交換の単価が予防交換のに比べ大きいとし. $C_{\mathscr{f}} = l \cdot C_g \ (l > 1)$とすると (3.31)式は

$$C = C_g(l \cdot m_{\mathscr{f}} + m_g)$$

となる。原始システムの単位時間当りの保全コストの平均値をC'とすると、$C' = C_{\mathscr{f}} \cdot 1/T_0 = l \cdot C_g/T_0$ となり. ν_cを両者の比で表わすとする。

$$\nu_c = \frac{C}{C'} \quad \text{-------- (3.32)}$$

次に診断時間一定の場合の各モデルに対する評価式を求める。診断時間が一定（この時間をT_cとする）であるから$F_M(t)$，及び$F_M'(t)$はそれぞれ単位ステップ関数，ディラックのデルタ関数で表わされる。すなわち$F_M(t)=u(t-T_c)$，$F_M'(t)=\delta(t-T_c)$となる。

(3.11)(3.12)式より

$$T_H = \int_0^\infty \bar{F}_E(t)\,\bar{F}_M(t)\,dt$$

$$= \int_0^{T_c} e^{-t/T_E}\,dt$$

$$= T_E\left(1-e^{-T_c/T_E}\right) \qquad \text{-----}\ (3.33)$$

$$P_1 = \int_0^\infty \bar{F}_E(t)\,F_M'(t)\,dt$$

$$= e^{-T_c/T_E} \qquad \text{-----}\ (3.34)$$

となるから(3.13)(3.18)式は

$$T_f = \frac{T_D + p_0 T_E\left(1-e^{-T_c/T_E}\right) + (1-p_0)T_E}{1-p_0 e^{-T_c/T_E}} \qquad \text{-----}\ (3.35)$$

$$T_g = \frac{T_D + p_0 T_E\left(1-e^{-T_c/T_E}\right) + (1-p_0)T_E}{p_0 e^{-T_c/T_E}} \qquad \text{-----}\ (3.36)$$

ここで前節の終りに述べたような理由により$p_0=1$とすると．

$$T_f = \frac{T_D + T_E\left(1 - e^{-T_C/T_E}\right)}{1 - e^{-T_C/T_E}} \quad \text{------} (3.37)$$

$$T_g = \frac{T_D + T_E\left(1 - e^{-T_C/T_E}\right)}{e^{-T_C/T_E}} \quad \text{------} (3.38)$$

となり、$P_0 = 1$として評価式を求める。

ここで $T_E/T_C = \alpha$ とおき整理すると

$$T_f = \frac{T_D + T_E\left(1 - e^{-1/\alpha}\right)}{1 - e^{-1/\alpha}}$$

$$= \frac{T_0\left(1 - e^{-1/\alpha} \cdot T_E/T_0\right)}{1 - e^{-1/\alpha}} \quad \text{------} (3.39)$$

$$T_g = \frac{T_0\left(1 - e^{-1/\alpha} \cdot T_E/T_0\right)}{e^{-1/\alpha}} \quad \text{------} (3.40)$$

なお、αについて考えると、システムが欠陥状態から故障になるまでの時間の平均値と、それに見合うように設計される診断時間との比ということで診断能力と呼ぶ[1]。

(3.39)(3.40)式と、(3.20)(3.21)(3.22)式において$P_0=1$とした場合を考え合せ各評価式を求めると次のようになる。

① 保全労力比(ν_m)

$$\nu_m = \frac{1}{1 - e^{-1/\alpha} \cdot T_E/T_0} \quad \text{------} (3.41)$$

② 信頼度改善率(ν_r)

$$\nu_r = \frac{T_0/T_0 \cdot e^{-1/\alpha}}{1-e^{-1/\alpha}} \quad \text{------} \quad (3.42)$$

③ 保全コスト比 (ν_c)

$$\nu_c = \frac{\ell - e^{-1/\alpha}(\ell-1)}{\ell(1-e^{-1/\alpha}\cdot T_E/T_0)}, \quad \text{------} \quad (3.43)$$

(3.41)(3.42)(3.43) 式に (3.26)(3.27)(3.28) 式を代入して得た各モデルの評価式を表3.1に示す。

3.2.2 SPMとの比較

原始システムにSPM方式のうち定期保全を行なう場合について考えると、その実施間隔(これをTとする)と原始システムの平均故障時間との比(T/T_0)、これをβとする、をパラメータとし、前項で述べた各評価式を表わすことができそれを表3.1に示した。(1)※ さらにβを変化させた時の各評価式の値をプロットしたものをそれぞれ図3.1.1, 2, 3に示し、また診断時間一定方式についてはαをパラメータとし図3.2.1, 2, 3に示した。なおこれらの値は$a=4$、及び故障による交換の単価が予防交換の3倍($\ell=3$)としたものである。

いまSPM方式の実際を考えると$\beta \simeq 1$、すなわちTをほぼT_0に等しく設定することが多いと思われる。そこで$\beta=1$とし、システム構造として待機形をとりあげ、SPMとMPMにおいて診断時間一定の場合との比較を行なった。$\beta=1$とした場合、図3.1.1, 2, 3より$\nu_m=1.4$, $\nu_r=0.25$, $\nu_c=1.0$であり診断時間一定方式において同じν_rを得ようとすると$\alpha=0.9$である。これは診

※ 付録[1]参照

断を完了するまでの時間が、システムが欠陥状態より故障になるまでの時間の平均値(T_E)より少し短かければよいということであり、T_Eの実際を考えた時、さほど困難であるとは思われない。そして $\alpha=0.9$ より $\nu_m=1.2$, $\nu_c=0.93$ となる。

次に診断能力を2倍(T_cを半分にする)にすると $\nu_m=1.4$, $\nu_c=0.85$, $\nu_r=0.7$ となりこれと同じ ν_r をSPM方式で得ようとすると $\beta=0.5$ であり、これより $\nu_m=2.2$, $\nu_c=1.6$ となり保全回数で約1.6倍,コスト面で約2倍となる。

このように、診断時間一定方式の採用、診断能力アップのための投資があっても長い目でみた場合、SPM方式と比較してそのメリットがうかゞえる。

なお診断時間がランダムな場合についてもMPM方式の優位性が述べられている。[1]

モデルの形名	評価項目	MPM (診断時间一定) (パラメータ; $\alpha = T_E/T_c$)	SPM (パラメータ $\beta = T/T_\theta$)
並列形	ν_m	$\dfrac{3}{3-2e^{-1/\alpha}}$	$\dfrac{3}{(3-e^{-1.5\beta})(1-e^{-1.5\beta})}$
	ν_r	$\dfrac{e^{-1/\alpha}}{3(1-e^{-1/\alpha})}$	$\dfrac{2e^{-1.5\beta}}{3(1-e^{-1.5\beta})}$
	ν_c	$\dfrac{3\{l-e^{-1/\alpha}(l-1)\}}{l(3-2e^{-1/\alpha})}$ $(l=C_F/C_g>1)$	$\dfrac{3\{1+(l+1)(1-e^{-1.5\beta})^2\}}{l(3-e^{-1.5\beta})(1-e^{-1.5\beta})}$ $(l=C_R/C_a>1)$
待機形	ν_m	$\dfrac{2}{2-e^{-1/\alpha}}$	$\dfrac{1}{1-(1+\beta)e^{-2\beta}}$
	ν_r	$\dfrac{e^{-1/\alpha}}{2(1-e^{-1/\alpha})}$	$\dfrac{\beta\cdot e^{-2\beta}}{1-(1+2\beta)e^{-2\beta}}$
	ν_c	$\dfrac{2\{l-e^{-1/\alpha}(l-1)\}}{l(2-e^{-1/\alpha})}$ $(l=C_F/C_g>1)$	$\dfrac{1-(\frac{l-1}{l})(1+2\beta)e^{-2\beta}}{1-(1+\beta)e^{-2\beta}}$ $(l=C_R/C_a>1)$
機械形	ν_m	$\dfrac{a+1}{a+1-e^{-1/\alpha}}$ $(a>1)$	$\dfrac{a^2-1}{a^2(1-e^{-\beta(\frac{a+1}{a})})-(1-e^{-\beta(a+1)})}$ $(a>1)$
	ν_r	$\dfrac{ae^{-1/\alpha}}{(a+1)(1-e^{-1/\alpha})}$ $(a>1)$	$\dfrac{a}{a+1}\cdot\dfrac{e^{-\beta(\frac{a+1}{a})}-e^{-\beta(a+1)}}{a(1-e^{-\beta(\frac{a+1}{a})})-(1-e^{-\beta(a+1)})}$ $(a>1)$
	ν_c	$\dfrac{(a+1)\{l-e^{-1/\alpha}(l-1)\}}{l(a+1-e^{-1/\alpha})}$ $(a>1)$ $(l=C_F/C_g>1)$	$\dfrac{(a+1)\{a-1-(\frac{l-1}{l})(ae^{-\beta(\frac{a+1}{a})}-e^{-\beta(a+1)})\}}{a^2-1-a^2e^{-\beta(\frac{a+1}{a})}+e^{-\beta(a+1)}}$

$(a>1)$
$(l=C_R/C_a>1)$

表 3.1

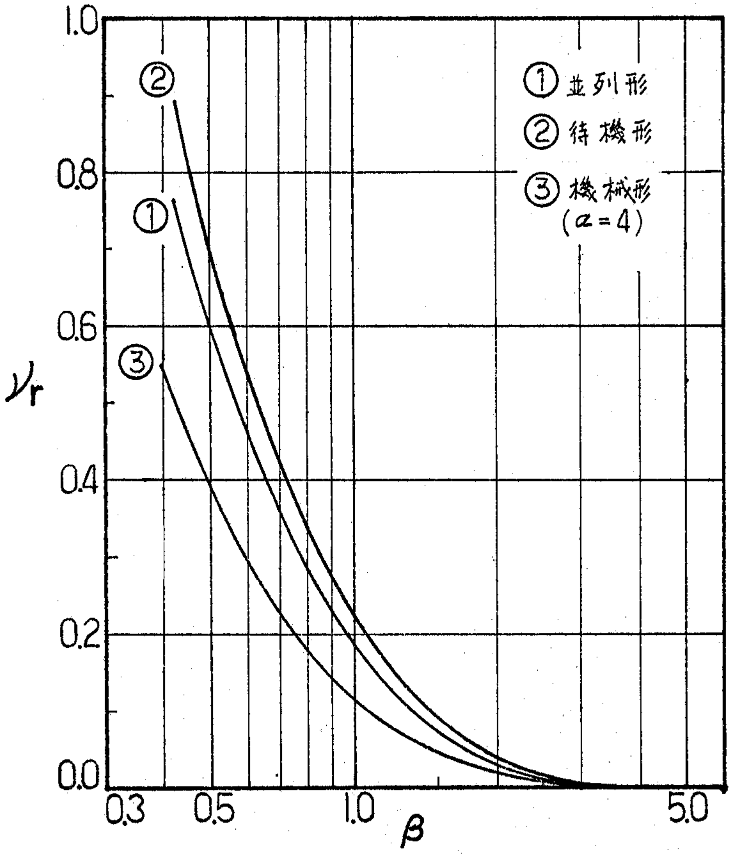


図 3.1.2 信頼度改善率 (SPM)

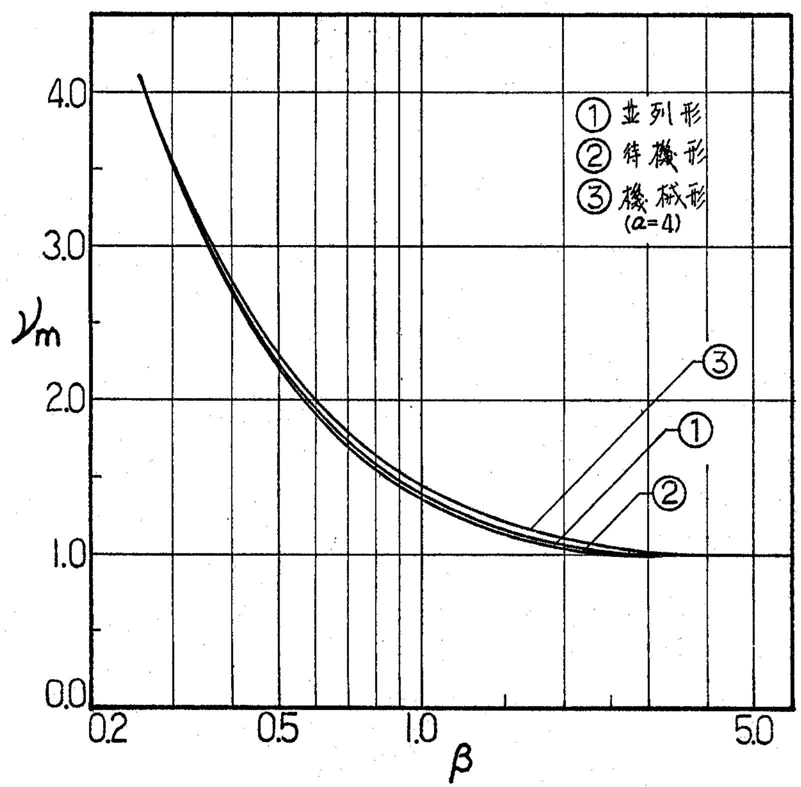


図 3.1.1 保全労力比 (SPM)

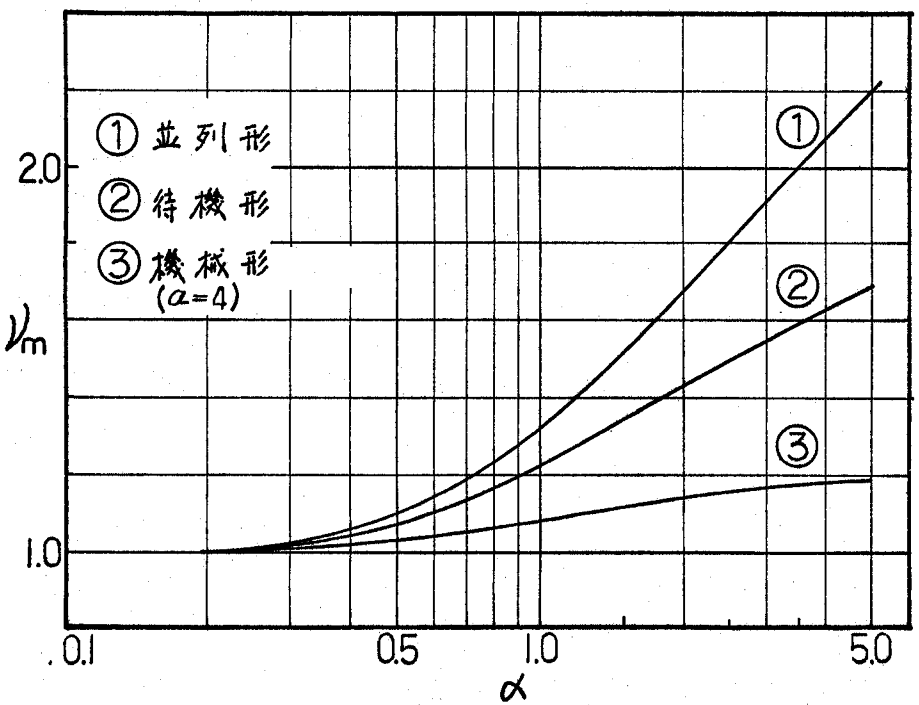


図 3.2.1 保全労力比 (MPM)

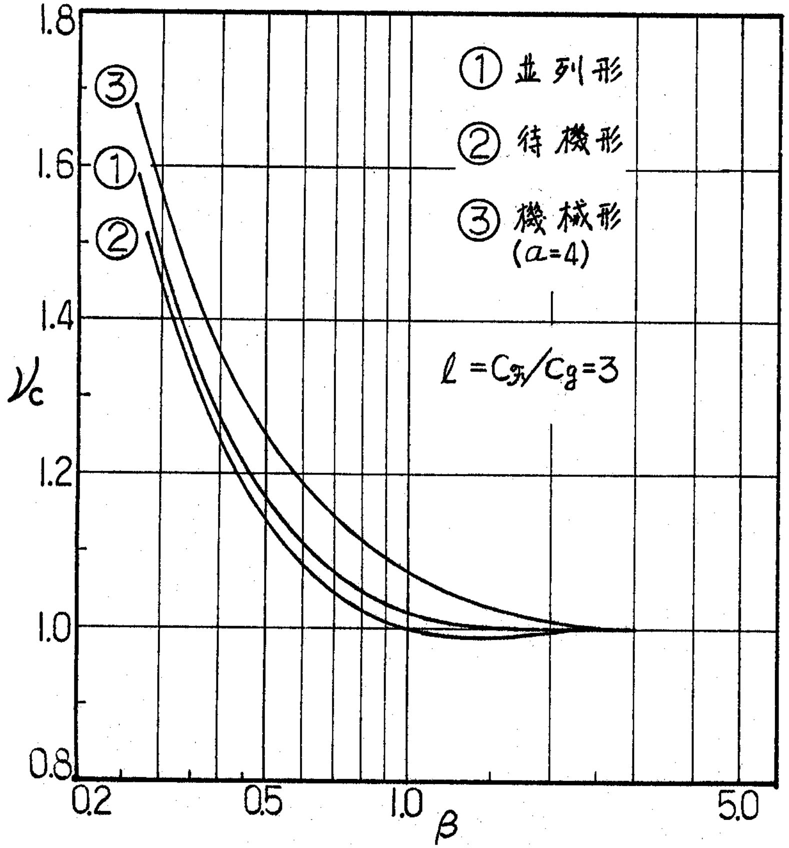


図 3.1.3 保全コスト比 (SPM)

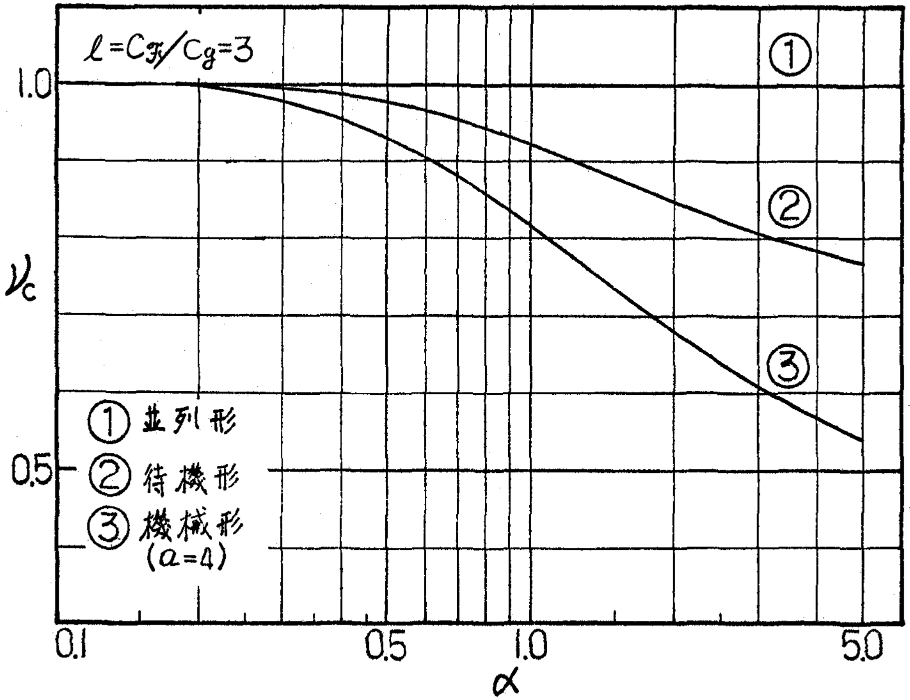


図3.2.3　保全コスト比(MPM)

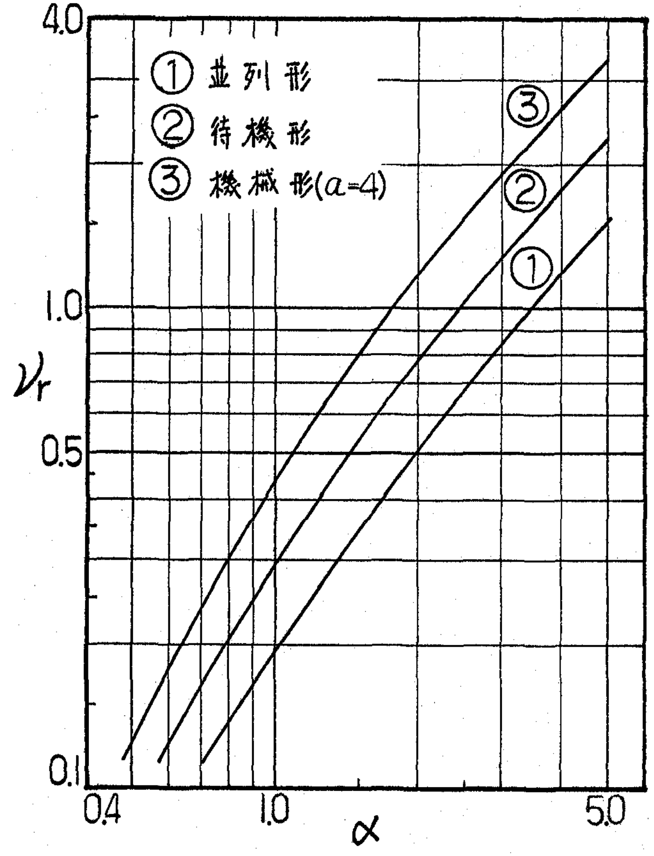


図3.2.2 信頼度改善率(MPM)

4. MXPM数式モデルの誘導

4.1 前提条件

次の前提条件のもとにMXPM数式モデルを誘導する。

(1) システムはただ1つの欠陥状態を経て故障し欠陥検出は可能とする。

(2) システムは常時監視下にあり、欠陥検出は常に成功するものとする。欠陥状態が発生しなければ、SPMによる保全が実施され、発生すれば診断行為がなされる。診断が完了すれば同時に保全が行なわれ、間に合わなければ、システムは故障する。故障したシステムは直ちに保全される。いずれの場合も保全直後のシステムは新品(無欠陥)であるとする。

(3) SPMによる保全の実施間隔はある確率変数であるとする。

(4) 診断時間は診断回路の信頼性及び能力を含めてある確率変数であるとする。

(5) 保全時間は無視する。(保全時間とは修理、交換時間のことである。)

以下において交換、保全は同義語として混用している。

4.2 MXPMモデル

故障の時のみ保全が行なわれるシステム(原始システムと呼ぶ)に対しMXPMが実施される時のシステム信頼度をMXPMモデルと呼ぶ。なお原始システムはただ1つの欠陥状態を経て故障になるとする。(前提条件(1))

SPMによる交換が新品のシステムが欠陥状態になる時間τ_Dと独立に間隔τ_Gでおこなわれるとし、その分布関数を$G(t)$とすると

$\bar{G}(t)$ は $\bar{G}(t)=1-G(t)$ で表わされ、時刻 t までに保全を行なわない確率である。また τ_D、欠陥状態のものが故障になる時間 τ_E、診断が完了する時間 τ_M を互いに独立な確率変数として取り扱い、それぞれ従う分布関数を $F_D(t)$, $F_E(t)$, $F_M(t)$ で表わし、τ_D, τ_E の平均値を T_D, T_E で表わす。

いま、新品でスタートする場合のシステムの信頼度を $\bar{\Phi}(t)$, 欠陥が発生した時点の時刻を $t=0$ として考えた信頼度を $\bar{\Phi}_1(t)$ とすると $\bar{\Phi}(t)$ は新品からスタートしたシステムに対しある運転経過時間 t までに予防交換は行なわれても故障による交換は行なわれない確率である。すなわち $\bar{\Phi}(t)$ は

① 時刻 t までに欠陥状態が発生しないことSPMによる交換が行なわれないことが同時に起こる確率

② 時刻 t までの任意の時刻 x に欠陥が発生すること、x までにSPMによる交換が行なわれないこと、残る $(t-x)$ 間に故障しないことが同時に起こる確率

③ 時刻 t までの任意の時刻 x にSPMによる交換がおこなわれること、x までに欠陥状態が発生しないこと、残る $(t-x)$ 間に故障しないことが同時に起こる確率

①と②と③の和である。式で表わすと

$$\bar{\Phi}(t) = \bar{F}_D(t)\bar{G}(t) + \int_0^t \bar{\Phi}_1(t-x)\,\bar{G}(x)\,F_D'(x)\,dx + \int_0^t \bar{\Phi}(t-x)\bar{F}_D(x)G'(x)\,dx \qquad \text{----- (4.1)}$$

$\bar{\Phi}_1(t)$ は

① 時刻tまでに故障にならないこと、診断が完了しないことが同時に起こる確率

② 時刻tまでの任意の時刻xに診断が完了すること、すなわちMPMによる交換が行なわれること、xまでに故障状態にならないこと、残る(t−x)間に故障しないことが同時に起こる確率

①と②の和である。式で表わすと、

$$\bar{\Xi}_1(t) = \bar{F}_E(t)\bar{F}_M(t) + \int_0^t \bar{\Psi}(t-x)\bar{F}_E(x)F_M'(x)dx \quad \text{--- (4.2)}$$

ここで

$$\left.\begin{aligned} \bar{G}(t)\bar{F}_D(t) &= K(t) \\ \bar{G}(t)F_D'(t) &= k(t) \\ \bar{F}_D(t)G'(t) &= \rho(t) \\ \bar{F}_E(t)\bar{F}_M(t) &= \Phi(t) \\ \bar{F}_E(t)F_M'(t) &= \varphi(t) \end{aligned}\right\} \quad \text{------------ (4.3)}$$

とおき、(4.1)(4.2)式をラプラス変換すると、

$$\bar{\Psi}^*(s) = K^*(s) + \bar{\Xi}_1^*(s)k^*(s) + \bar{\Psi}^*(s)\rho^*(s) \quad \text{-------- (4.4)}$$

$$\bar{\Xi}_1^*(s) = \Phi^*(s) + \bar{\Psi}^*(s)\varphi^*(s) \quad \text{-------- (4.5)}$$

(4.5)式を(4.4)式に代入し、$\bar{\Psi}^*(s)$について解くと、

$$\Psi^*(s) = \frac{K^*(s) + \Phi^*(s)\,k^*(s)}{1-\varphi^*(s)\,k^*(s) - \rho^*(s)} \quad \text{------} \; (4.6)$$

(4.6)式はシステムの信頼度関数をラプラス変換した形であり、S＝0とすると、システムの平均故障時間が求まる。それをT_Ψとすれば

$$T_\Psi = \frac{K^*(0) + \Phi^*(0)\,k^*(0)}{1-\varphi^*(0)\,k^*(0) - \rho^*(0)} \quad \text{------} \; (4.7)$$

ここで $K^*(0)$, $k^*(0)$, $\rho^*(0)$, $\Phi^*(0)$, $\varphi^*(0)$ について考えると、

$$K^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{G}(t)\bar{F}_D(t)\,dt \qquad K^*(0) = \int_0^\infty \bar{G}(t)\bar{F}_D(t)\,dt \; (= T_K \text{ とおく})$$

$$\text{-----} \; (4.8)$$

$$k^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{G}(t)F_D'(t)\,dt \qquad k^*(0) = \int_0^\infty \bar{G}(t)F_D'(t)\,dt \; (= P_2 \text{ とおく})$$

$$\text{-----} \; (4.9)$$

$$\rho^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{F}_D(t)G'(t)\,dt \qquad \rho^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_D(t)G'(t)\,dt$$

$$= 1 - \int_0^\infty \bar{G}(t)F_D'(t)\,dt$$

$$= 1 - P_2 \quad \text{-----} \; (4.10)$$

$$\Phi^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{F}_E(t)\bar{F}_M(t)\,dt \qquad \Phi^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_E(t)\bar{F}_M(t)\,dt \; (= T_H \text{ とおく})$$

$$\text{-----} \; (4.11)$$

$$\varphi^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{F}_E(t)F_M'(t)\,dt \qquad \varphi^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_E(t)F_M'(t)\,dt = P_1$$

((3.1)式参照)

$$\text{-----} \; (4.12)$$

なおP_1を診断成功確率と呼ぶ。(7頁参照)

(4.7) 式を (4.8)(4.9)(4.10)(4.11)(4.12) の各式でおきかえると、

$$T_{\text{Ⅱ}} = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{P_2(1-P_1)} \quad \text{------------} \quad (4.13)$$

次に故障による交換にかゝわりなく予防交換の行なわれる間隔の分布関数を $\Gamma(t)$ とすると、$\bar{\Gamma}(t)=1-\Gamma(t)$ は新品なシステムが $t=0$ からスタートして時刻 t までに予防交換の起こらない確率であり、$\bar{\Gamma}(t)$ について考える。いま欠陥が発生した時刻を $t=0$ とし、時刻 t までに故障による交換は行なわれるが、予防交換は行なわれない確率を $\bar{g}_1(t)$ とすると、$\bar{\Gamma}(t)$ は

① 時刻 t までに欠陥状態が発生しないこと、SPM による交換が行なわれないことが同時に起こる確率

② 時刻 t までの任意の時刻 x に欠陥が発生すること、x までに SPM による交換が行なわれないこと、残る $(t-x)$ 間に故障による交換はあっても予防交換は行なわれないこと、が同時に起こる確率

①と②の和である。式で表わすと、

$$\bar{\Gamma}(t) = \bar{F}_0(t)\,\bar{G}(t) + \int_0^t \bar{g}_1(t-x)\,\bar{G}(x)\,F_0'(x)\,dx \quad \text{-----} \quad (4.14)$$

$\bar{g}_1(t)$ は

① 時刻 t までに故障状態にならないこと、診断が完了しないことが同時に起こる確率

② 時刻 t までの任意の時刻 x に故障になり新品と交換さ

れること、xまでに診断が完了しないこと、残る$(t-x)$に故障による交換はあっても予防交換は行なわれないことが同時に起こる確率

①と②の和である。式で表わすと、

$$\bar{g}_1(t) = \bar{F}_E(t)\bar{F}_M(t) + \int_0^t \bar{I}(t-x)\,\bar{F}_M(x)\,F_E'(x)\,dx \quad \text{----} (4.15)$$

ここで $\bar{F}_M(t)F_E'(t) = \psi(t)$ とおき、(4.3)式を考え合せ、(4.14)(4.15)式をラプラス変換すると、

$$\bar{I}^*(s) = K^*(s) + \bar{g}_1^*(s)\,k^*(s) \quad \text{-------} (4.16)$$

$$\bar{g}_1^*(s) = \Phi^*(s) + \bar{I}^*(s)\,\psi^*(s) \quad \text{-------} (4.17)$$

(4.17)式を(4.16)式に代入し、$\bar{I}^*(s)$について解くと

$$\bar{I}^*(s) = \frac{K^*(s) + \Phi^*(s)\,k^*(s)}{1 - \psi^*(s)\,k^*(s)} \quad \text{------} (4.18)$$

(4.18)式において $s=0$ とすると、システムの予防交換間隔が求まり、それを T_I とすれば

$$T_I = \frac{K^*(0) + \Phi^*(0)\,k^*(0)}{1 - \psi^*(0)\,k^*(0)} \quad \text{------} (4.19)$$

ここで $\psi^*(0)$ について考えると、

$$\psi^*(s) = \int_0^\infty e^{-st}\bar{F}_H(t)\,F_E'(t)\,dt \longrightarrow \psi^*(0) = \int_0^\infty \bar{F}_H(t)F_E'(t)\,dt$$

$$= 1 - \int_0^\infty \bar{F}_E(t)\,F_H'(t)\,dt$$

$$= 1 - P_1 \quad \text{----} \ (4.20)$$

(4.8)(4.9)(4.11)(4.20)式で(4.19)式をおきかえると、

$$T_I = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{1 - P_2(1 - P_1)} \quad \text{--------} \ (4.21)$$

次にシステムの交換回数について考える。長時間のシステム運転についてみた場合、単位時間当りの平均交換回数は、故障による平均交換回数を m_{II}，予防による平均交換回数を m_I，平均総交換回数を m とすると(4.13)(4.21)式より、

$$m_{II} = \frac{1}{T_{II}} = \frac{P_2(1 - P_1)}{T_K + T_H \cdot P_2} \quad \text{-------} \ (4.22)$$

$$m_I = \frac{1}{T_I} = \frac{1 - P_2(1 - P_1)}{T_K + T_H \cdot P_2} \quad \text{-------} \ (4.23)$$

$$m = m_{II} + m_I$$

$$= \frac{1}{T_{II}} + \frac{1}{T_I} = \frac{1}{T_K + T_H \cdot P_2} \quad \text{------} \ (4.24)$$

以上MXPMモデルについて考えてきたが、次にその具体的評価を行なう。

4.3. モデルの具体的評価

MXPMモデルを定量的に評価するためには前節での各分布関数を具体的に決めなければならない。

いま、SPMについては定期予防交換を考え、その交換間隔をTとすると、$G(t)$は単位ステップ関数で、$G'(t)$はディラィックのデルタ関数で表わされ、すなわち、

$$G(t) = u(t-T)\ ,\ \bar{G}(t) = 1-u(t-T) \qquad \text{-----}\ (4.25)$$

$$G'(t) = \delta(t-T) \qquad \text{-----}\ (4.26)$$

となる。また、τ_Dは2回のランダムなポアソン的ショックが加わると欠陥状態になる、平均値T_Dをもつガンマ分布に従い、τ_E, τ_Mはそれぞれ平均値T_E, T_Mをもつ指数分布に従うとする。各分布関数は次のようになる。

$$\left.\begin{aligned} F_D(t) &= 1-(1+2t/T_D)\,e^{-2t/T_D} \\ \bar{F}_D(t) &= (1+2t/T_D)\,e^{-2t/T_D} \\ F_D'(t) &= (2/T_D)^2\, t\, e^{-2t/T_D} \end{aligned}\right\} \qquad \text{-----}\ (4.27)$$

$$\left.\begin{aligned} F_E(t) &= 1-e^{-t/T_E} \\ \bar{F}_E(t) &= e^{-t/T_E} \\ F_E'(t) &= (1/T_E)\, e^{-t/T_E} \end{aligned}\right\} \qquad \text{-----}\ (4.28)$$

$$\left.\begin{aligned} F_M(t) &= 1 - e^{-t/T_M} \\ \bar{F}_M(t) &= e^{-t/T_M} \\ F_M'(t) &= (1/T_M)\, e^{-t/T_M} \end{aligned}\right\} \quad \text{---- } (4.29)$$

(4.13)(4.21) 式より

$$T_{\text{Ⅲ}} = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{P_2(1-P_1)} \quad , \quad T_P = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{1 - P_2(1-P_1)}$$

ここで T_K, T_H, P_1, P_2 について考える。
(4.8)(4.25)(4.27) 式より

$$T_K = \int_0^\infty \bar{G}(t)\, \bar{F}_D(t)\, dt$$

$$= \int_0^T (1 + 2t/T_D)\, e^{-2t/T_D}\, dt$$

$$= T_D \left\{ (1 - e^{-2T/T_D}) - T/T_D \cdot e^{-2T/T_D} \right\}$$

ここで $T/T_D = \gamma$ とおくと．

$$T_K = T_D \left\{ (1 - e^{-2\gamma}) - \gamma\, e^{-2\gamma} \right\} \quad \text{----} \quad (4.30)$$

(4.11)(4.28)(4.29) 式より

$$T_H = \int_0^\infty \bar{F}_E(t)\, \bar{F}_M(t)\, dt$$

$$= \frac{T_E}{1 + T_E/T_M}$$

ここで $T_E/T_M = \alpha$ とし、α を診断能力と呼ぶ。(17頁参照)

$$T_H = \frac{T_E}{1+\alpha} \quad \text{-----------} \quad (4.31)$$

(4.12)(4.28)(4.29)式より

$$P_1 = \int_0^\infty \bar{F}_E(t) F_M'(t)\,dt$$

$$= \frac{T_E/T_M}{1 + T_E/T_M}$$

$$= \frac{\alpha}{1+\alpha} \quad \text{---------} \quad (4.32)$$

(4.9)(4.25)(4.27)式より

$$P_2 = \int_0^\infty \bar{G}(t) F_D'(t)\,dt$$

$$= 1 - e^{-2T/T_D} - 2\,T/T_D\, e^{-2T/T_D}$$

$$= 1 - e^{-2\gamma} - 2\gamma e^{-2\gamma} \quad \text{--------} \quad (4.33)$$

$T_{\text{Ⅱ}}$, $T_{\text{Ⅰ}}$ の式に (4.30)(4.31)(4.32)(4.33) の各式を代入すると.

$$T_{\text{Ⅱ}} = \frac{(T_D + T_E + \alpha T_D)(1-e^{-2\gamma}) - (T_D + 2T_E + \alpha T_D)\gamma e^{-2\gamma}}{1 - e^{-2\gamma} - 2\gamma e^{-2\gamma}}$$

$$= \frac{(T_0 + \alpha T_D)(1-e^{-2\gamma}) - (T_0 + T_E + \alpha T_D)\gamma e^{-2\gamma}}{1 - e^{-2\gamma} - 2\gamma e^{-2\gamma}}$$

----- (4.34)

($T_0 = T_D + T_E$ (3.25)式参照)

$$T_{\text{Ⅰ}} = \frac{(T_0 + \alpha T_D)(1-e^{-2\gamma}) - (T_0 + T_E + \alpha T_D)\gamma e^{-2\gamma}}{\alpha + e^{-2\gamma} + 2\gamma e^{-2\gamma}}$$

----- (4.35)

となり、次に単位時間当りの平均交換回数について考える。
(4.22)(4.34)式より、故障による単位時間当り平均交換回数は

$$m_{\text{Ⅱ}} = \frac{1 - e^{-2\gamma} - 2\gamma e^{-2\gamma}}{(T_0 + \alpha T_D)(1-e^{-2\gamma}) - (T_0 + T_E + \alpha T_D)\gamma e^{-2\gamma}}$$

----- (4.36)

(4.23)(4.35)式より予防による単位時間当り平均交換回数は

$$m_{\text{Ⅰ}} = \frac{\alpha + e^{-2\gamma} + 2\gamma e^{-2\gamma}}{(T_0 + \alpha T_D)(1-e^{-2\gamma}) - (T_0 + T_E + \alpha T_D)\gamma e^{-2\gamma}}$$

----- (4.37)

(4.24)(4.36)(4.37)式より単位時間当りの平均総交換回数は

$$m=\frac{1+\alpha}{(T_0+\alpha T_D)(1-e^{-2\gamma})-(T_0+T_E+\alpha T_D)\gamma e^{-2\gamma}}$$

$$\text{-----}(4.38)$$

となる。

次に今、求めた平均故障時間、単位時間当りの平均故障交換回数、平均予防交換回数、平均総交換回数の式により評価式を求めるが、評価式としては3.2で述べた保全労力比、信頼度改善率、保全コスト比を使用する。

(1) 保全労力比(ν_m)

(4.38)式より

$$\nu_m=\frac{(1+\alpha)T_0}{(T_0+\alpha T_D)(1-e^{-2\gamma})-(T_0+T_E+\alpha T_D)\gamma e^{-2\gamma}}$$

$$\text{-----}(4.39)$$

(2) 信頼度改善率(ν_r)

(4.34)式より

$$\nu_r=\frac{\alpha T_D(1-e^{-2\gamma})+T_D(1-\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}{T_0(1-e^{-2\gamma}-2\gamma e^{-2\gamma})}\quad\text{-----}(4.40)$$

(3) 保全コスト比(ν_c)

(4.36)(4.37)式より

$$\nu_c = \frac{T_0}{l} \cdot \frac{(l+\alpha) - (l-1)(1+2\gamma)e^{-2\gamma}}{(T_0+\alpha T_D)(1-e^{-2\gamma}) - (T_0+T_E+\alpha T_D)\gamma e^{-2\gamma}}$$

----- (4.41)

ただし $l = C_{II}/C_{I} > 1$

C_{II}；故障による交換の単価

C_{I}；予防交換（SPMによる交換，MPMによる交換）の単価

以上（4.39）（4.40）（4.41）式のように先に求めた各分布関数における評価式が求まったわけであるが、次に新品なシステムが欠陥状態になる時間の平均値（T_D）と欠陥状態から故障になる時間の平均値（T_E）との間に、T_E が T_D の $1/2$，等しい，2倍という関係を持たせ評価式を考える。いま $T_E = n T_D$ $(n>0)$ とし、$n = 1/2$，1，2 の各場合の T_D，T_E，T_0 の関係を求めると、

(1) $n = 1/2$ の場合：$T_E = 1/2 \cdot T_D$，$T_0 = 3/2 \cdot T_D$

(2) $n = 1$ の場合：$T_E = T_D$，$T_0 = 2T_D$

(3) $n = 2$ の場合：$T_E = 2T_D$，$T_0 = 3T_D$

となる。これら各場合について求めた評価式を表4.1に示し、それらの値を α，γ をパラメータとし、図4.1.1，2，3，図4.2.1，2，3，図4.3.1，2，3に示した。また同じ原始システムに対しMPMが行なわれる場合の各評価式を表4.1に併記

し、それらの値を図4.4.1,2,3に示した。なお保全コスト比(ν_c)の値を求めるうえで、故障による交換の単価を予防交換の3倍($l=3$)とした。

4.4. MXPMの特質

原始システムとして前節で述べた(1)の場合をとりあげ、MXPMの特質を考察し、MXPMにおけるSPM、MPMのあり方の有利な方向を見い出す。

たとえば、現在$\alpha=1.0$すなわち診断時間の平均値をシステムが欠陥状態から故障になるまでの時間の平均値と等しいように設計してあり、一方SPMによる保全実施の間隔をシステムが欠陥状態になるまでの時間の平均値と同じに設定している。すなわち$\gamma=1.0$とすると、図4.1.1,2,3より$\nu_m=1.6$, $\nu_r=0.95$, $\nu_c=0.9$である。このような場合のシステム信頼度を改善しようとしていまγを一定、すなわちSPMによる保全実施間隔を変えないで、診断時間を半分、つまり$\alpha=2.0$にしたとすると$\nu_m=1.75$, $\nu_r=1.7$, $\nu_c=0.85$となる。一方これと同じ信頼度を得るために診断能力を変えないでSPMの保全間隔を小さくしたとすると$\gamma=0.45$で同じ信頼度が得られ、そのときのν_m, ν_cは$\nu_m=3.2$, $\nu_c=1.3$であり、保全回数において先のγを一定、αを2倍にした場合より著しい増加となっており、コスト面でも逆にかなり高くなっている。

次に診断能力を上げ、SPMによる保全回数を減らしていくすなわちMPMへの依存度を大きくしていくという考えのもとに、診断能力を2.5倍にすると、先のSPMによる保全実施間隔を変えないで、診断時間を半分にした場合と信頼度が同じ

ということであれば、SPMによる保全実施間隔を2倍、すなわち$\gamma=2.0$にすることができ、このときのν_m, ν_cは$\nu_m=1.4$, $\nu_c=0.7$となり、保全回数、コスト面でかなりなメリットがうかがわれる。ここで診断能力αについて考えると$\alpha=2.0$ということは(4.32)式より診断成功確率が約67%, $\alpha=2.5$ということは約72%ということで、これほどの診断能力のアップはさほど困難とは思われない。さらに、診断能力をアップし、MPMにのみ依存したとすると図4.4.1より$\alpha=2.7$で同じ信頼度が得られ、そのときのν_m, ν_cは図4.4.2,3より$\nu_m=1.3$, $\nu_c=0.68$である。

これらのことよりMXPM方式においてシステムの信頼度を改善していこうとした場合、SPMによる保全回数を増していくよりも、診断能力を上げることに力を入れ、その診断能力に見あわせて、SPMによる保全回数を減少させる、すなわちMPMへの依存度を大きくしていく方が長い目で見た場合、得策である。

なお原始システムが(2)(3)の場合についても同様のことが言える。

4.5 実船における保全についての考察

フィールドデータを使用し前節で誘導したMXPM数式モデル下での実船における保全について考察する。

フィールドデータとして使用したものはA丸, B丸の'66年11月より'74年10月までの、同形ディーゼル主機関(関係補機を除く)に対し行なわれた保全について故障報告、各記録帳より得たものである。また主機関の使用時間についてはアブログよりもとめた。

以下の展開において次のような定義及び条件を設ける。

(1) 主機関を、ある構成要素に異常が生じた場合、その構成要素で代表させた単体機器として扱い、その異常のため航海中に主機関を停止(減速を含む)し、保全を行なう場合を欠陥検出後、診断が間に合わず、故障となったための事後保全とし、停止(減速を含む)することなく入港時に保全を行なう場合を診断が間に合ったための予防保全とする。

(2) 異常発生がなければSPM方式のうち定期保全が行なわれるとする。

(3) τ_D, τ_E, τ_M が従う各分布は4.3で使用した分布形と同じであるとする。

4.5.1 フィールドデータ

先の定義に従い分類した予防保全、事後保全の件数及び使用時間を表4.2に示す。

なお停泊時における保全において異常が発生したために行なったのか、指定された運転、使用時間を過ぎたために行なったのかが、保全件数の中で多くをしめる弁関係において主に明確でないため、一括して予防保全として数えた。また何箇所かで同じ構成要素に対し保全を行なっている場合、それを1件として数えた。

船名	主機使用時間(時間)	項目	件数	平均時間(時間)
A	36911.1	予防保全	472	78.2
		事後保全	42	878.8
		合計	514	71.8
B	35494.2	予防保全	407	87.2
		事後保全	29	1223.9
		合計	436	81.4

表4.2

4.5.2 予防保全におけるSPMとMPMとの分離及びパラメータ；α, γ の決定

(4.13)(4.21) 式より

$$T_{\mathrm{II}} = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{P_2(1-P_1)} \quad , \quad T_{\mathrm{I}} = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{1-P_2(1-P_1)}$$

この2つの式より

$$P_2 = \frac{T_{\mathrm{I}}}{(1-P_1)(T_{\mathrm{II}} + T_{\mathrm{I}})} \quad \text{--------} \quad (4.42)$$

(4.32) 式より

$$P_1 = \frac{\alpha}{1+\alpha} \quad \text{--------} \quad (4.43)$$

でありこれを改めて (4.43) 式とし、(4.42) 式に代入する。

$$P_2 = (\alpha + 1)\frac{T_{\mathrm{I}}}{T_{\mathrm{II}} + T_{\mathrm{I}}}$$

となり、これより

$$\alpha = \frac{T_{\mathrm{II}} + T_{\mathrm{I}}}{T_{\mathrm{I}}} \cdot P_2 - 1 \quad \text{--------} \quad (4.44)$$

また(4.33)式より

$$P_2 = 1 - e^{-2\gamma} - 2\gamma e^{-2\gamma} \quad \text{---------} (4.45)$$

でありこれを改めて(4.45)式とする。

次に予防保全のうちMPMによる保全を考えると、その平均保全間隔は、それを T_P とすると

$$T_P = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{P_1 P_2} \quad \text{---------} (4.46)$$

となる。[※] そこでMPMによる予防保全件数を x, 運転、使用時間を T_A とすると

$$\frac{T_A}{x} = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{P_1 P_2}$$

でありこれより

$$x = \frac{P_1 P_2 T_A}{T_K + T_H \cdot P_2} \quad \text{---------} (4.47)$$

となる。 また $T_K + T_H \cdot P_2$ は平均保全(予防保全+事後保全)間隔となる。[※※]

以上の各式を使用しデータより γ を指定したときのA丸 B丸

※ 付録[2]参照

※※ 付録[3]参照

における α，SPMによる予防保全回数，MPMによる予防保全回数を決定する。

(1) A丸

表4.2と T_{II}，T_{I} の意味を考え合わせると $T_{\text{II}}=848.8$ 時間 $T_{\text{I}}=78.2$ 時間となりまた $T_A=36911.1$ 時間，$T_K+T_H \cdot P_2=71.8$ 時間である。ここで γ について考える。SPMが行なわれる場合の実際を考えると，$\gamma \simeq 1$ に設定されることが多いと思われる。そこで $\gamma=1$ とし(4.45)式より P_2 を求めると $P_2=0.59$ となり(4.44)式より $\alpha=6.2$ となる。また(4.43)式より $P_1=0.86$ となり(4.47)式より $x=262$ となる。

(2) B丸

表4.2より $T_{\text{II}}=1223.9$ 時間，$T_{\text{I}}=87.2$ 時間，$T_A=35494.2$ 時間 $T_K+T_H \cdot P_2=81.4$ 時間であり，A丸と同様にして求めると，$P_2=0.59$，$\alpha=7.9$，$P_1=0.89$，$x=228$ となる。

以上の結果と，それより得られる予防保全件数に対するMPMによる予防保全件数の割合とMPMによる予防保全件数と事後保全件数の和に対する事後保全件数の割合(これは診断が間に合わなかった割合を表わす)とを表4.3に示す。

船名	γ	α	P_1	P_2	SPMによる保全件数	MPMによる保全件数	※ %	※※ %
A	1.0	6.2	0.86	0.59	210	262	56	14
B		7.9	0.89	0.59	179	228	56	11

※ …(MPMによる予防保全件数)／(予防保全件数)

※※…(事後保全件数)／(MPMによる予防保全件数＋事後保全件数)

表4.3

4.5.3 結果の考察

表4.3をみてわかるように予防保全のうち56％が乗組員の判断により行なわれたものであり、しかもその判断がかなり正確、迅速であるということができ、欠陥状態より故障になるまでの時間の平均値が欠陥発生までの時間の平均値の半分であるとすると、図4.1.1, 2, 3より保全労力比，信頼度改善率，保全コスト比はそれぞれA丸において $\nu_m \simeq 1.9$, $\nu_r \simeq 5.0$, $\nu_c \simeq 0.75$ であり、B丸において $\nu_m \simeq 1.9$, $\nu_r \simeq 6.7$, $\nu_c \simeq 0.75$ である。そして点検装置，診断装置を含めた監視装置を導入することにより診断能力を1.5倍にアップし、定期保全の実施間隔を1.5倍に延ばし、MPMへの依存度を大きくすると、A丸を例にとれば $\nu_m \simeq 1.6$, $\nu_r \simeq 6.5$, $\nu_c \simeq 0.65$ となり、信頼度の改善，保全回数、コスト面での減少が得られる。

しかしながら以上述べたことは前節のM×PM数式モデルにおける前節ならびに本節で述べた諸条件のもとでということであり、今後、これら条件として与えたものに関し、データを集め、解析をしていくことが必要であり、そのことによってより現実をふまえてのMPM強化への評価が行なえると考える。そこで今後データとして必要なものを次に示す。

(1) 保全回数の多い分類において、その交換の直接的理由または動機を明記すること。たとえば指定の使用時間を過ぎたから、異常を認めたから、そして異常による場合であればそれをどのようにして知ったかということなどを明記すること。

(2) 異常発見時点と処置の時点での主機総使用時間の記録。

(3) 指定された使用時間経過による点検、交換時点での主機総使用時間の記録。

$T_E=nT_D$ の n	評価項目	MXPM (パラメータ; $\alpha=T_E/T_M$, $\gamma=T/T_D$)	MPM (パラメータ; $\alpha=T_E/T_M$)
$1/2$	ν_m	$\dfrac{3(1+\alpha)}{(3+2\alpha)(1-e^{-2\gamma})-2(2+\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}$	$\dfrac{3(1+\alpha)}{3+2\alpha}$
	ν_r	$\dfrac{2\alpha(1-e^{-2\gamma})+2(1-\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}{3(1-e^{-2\gamma}-2\gamma e^{-2\gamma})}$	$\dfrac{2}{3}\alpha$
	ν_c	$\dfrac{3+\alpha-2(e^{-2\gamma}+2\gamma e^{-2\gamma})}{(3+2\alpha)(1-e^{-2\gamma})-2(2+\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}$	$\dfrac{3+\alpha}{3+2\alpha}$
1	ν_m	$\dfrac{2(1+\alpha)}{(2+\alpha)(1-e^{-2\gamma})-(3+\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}$	$\dfrac{2(1+\alpha)}{2+\alpha}$
	ν_r	$\dfrac{\alpha(1-e^{-2\gamma})+(1-\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}{2(1-e^{-2\gamma}-2\gamma e^{-2\gamma})}$	$\dfrac{1}{2}\alpha$
	ν_c	$\dfrac{2\{3+\alpha-2(e^{-2\gamma}+2\gamma e^{-2\gamma})\}}{3\{(2+\alpha)(1-e^{-2\gamma})-(3+\alpha)\gamma e^{-2\gamma}\}}$	$\dfrac{2(3+\alpha)}{3(2+\alpha)}$
2	ν_m	$\dfrac{3(1+\alpha)}{(3+\alpha)(1-e^{-2\gamma})-(5+\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}$	$\dfrac{3(1+\alpha)}{3+\alpha}$
	ν_r	$\dfrac{\alpha(1-e^{-2\gamma})+(1-\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}{3(1-e^{-2\gamma}-2\gamma e^{-2\gamma})}$	$\dfrac{1}{3}\alpha$
	ν_c	$\dfrac{3+\alpha-2(e^{-2\gamma}+2\gamma e^{-2\gamma})}{(3+\alpha)(1-e^{-2\gamma})-(5+\alpha)\gamma e^{-2\gamma}}$	1

表4.1

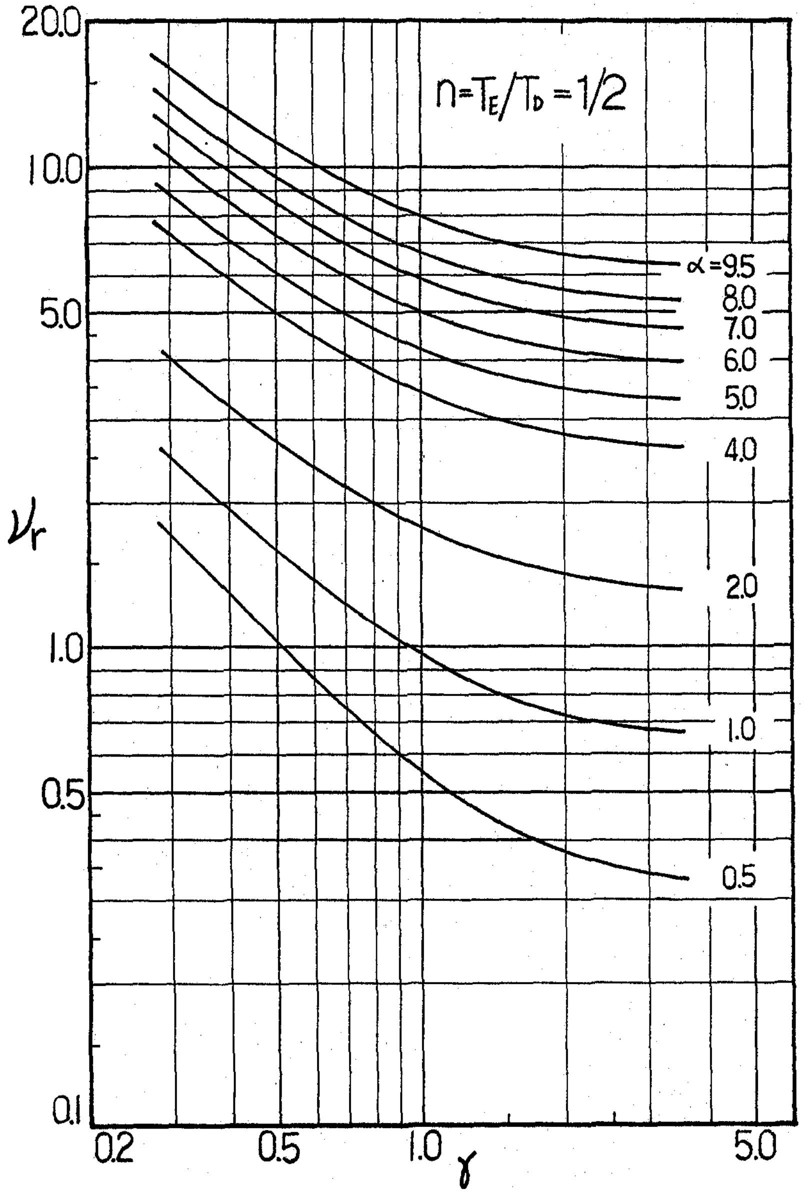


図 4.1.2　信頼度改善率

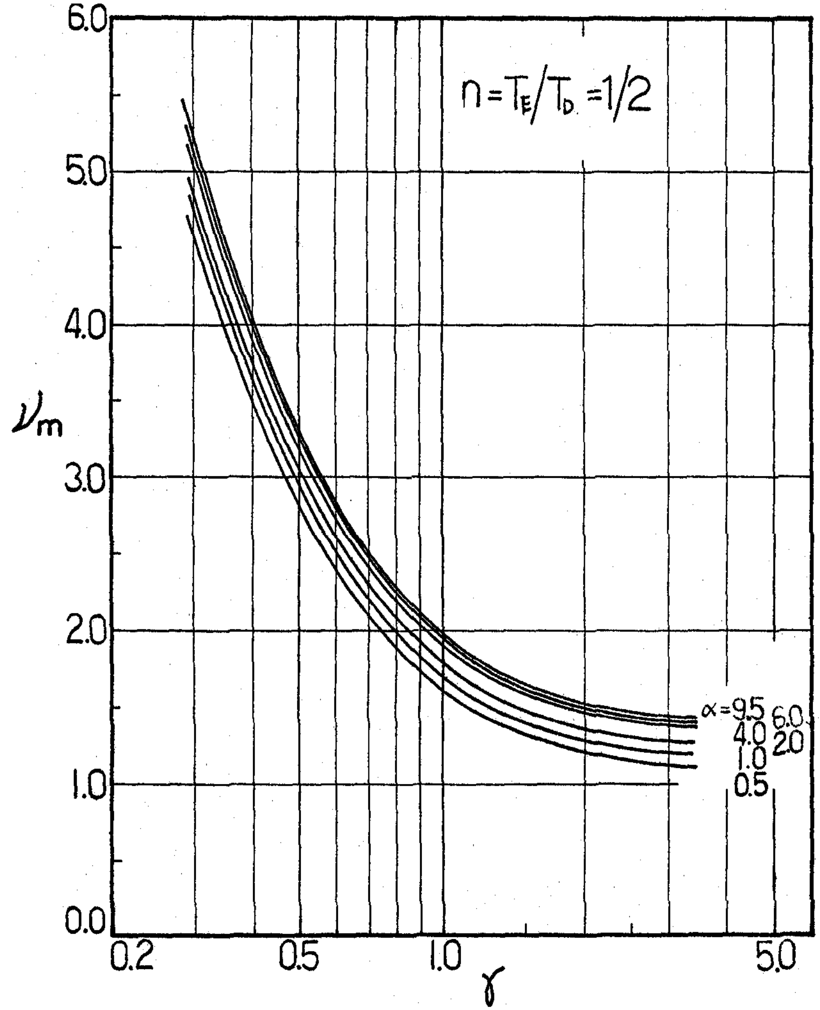


図 4.1.1　保全労力比

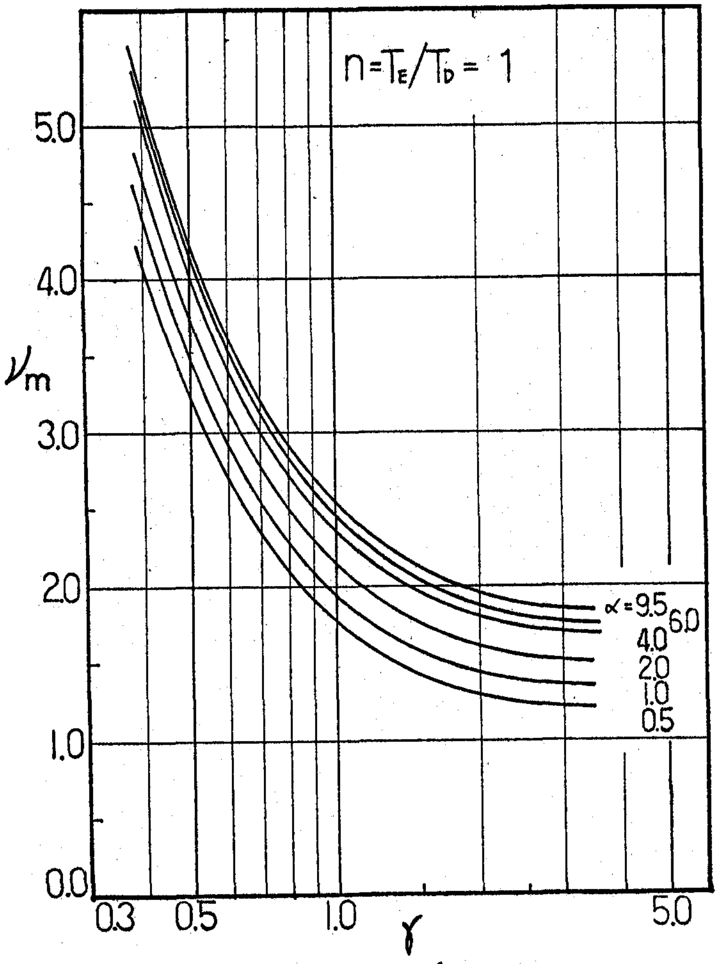


図 4.2.1 保全労力比

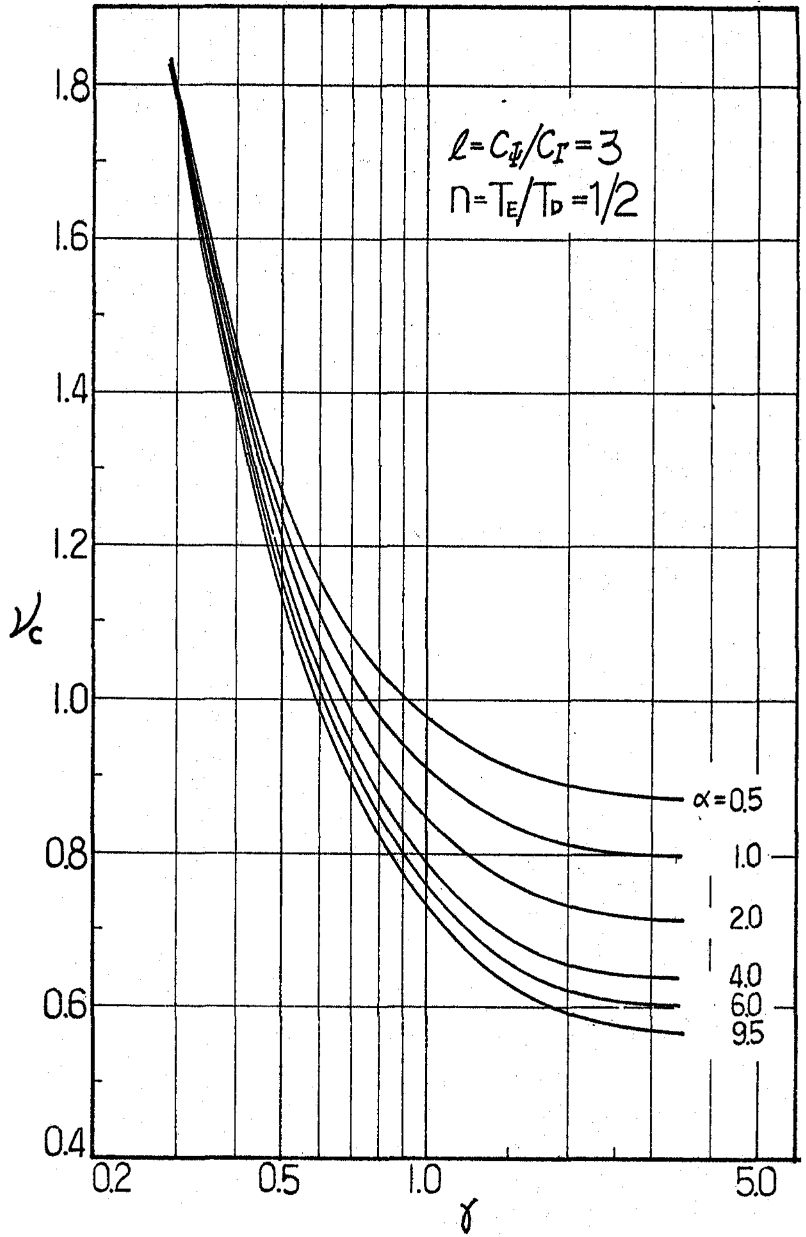


図 4.1.3 保全コスト比

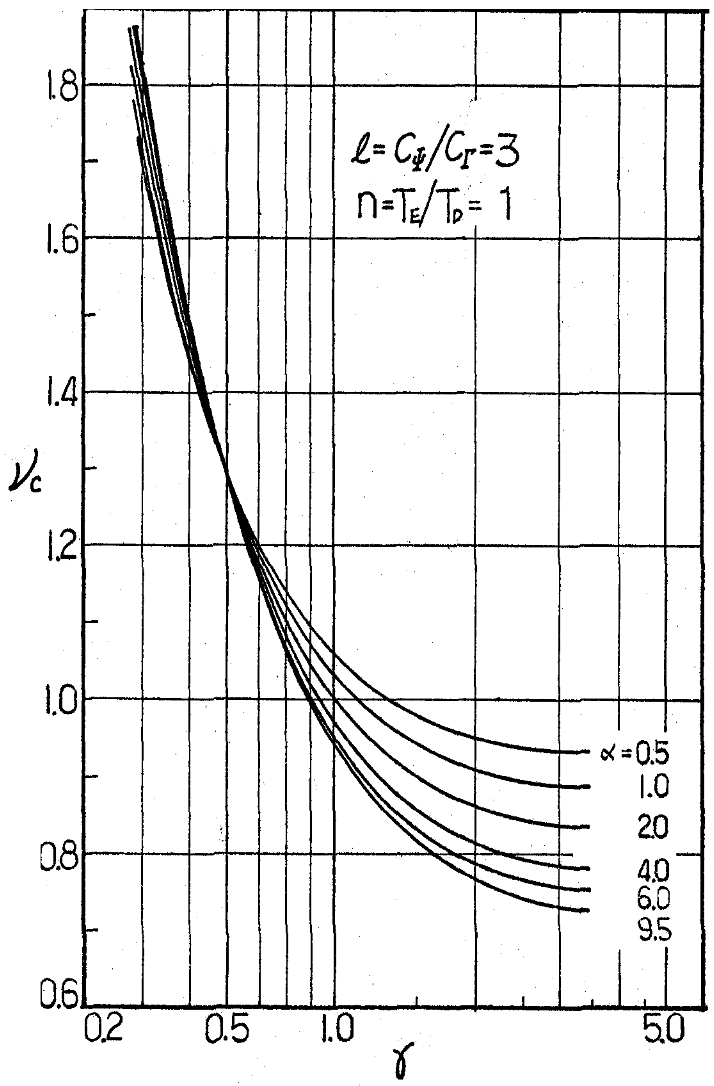


図 4.2.3 保全コスト比

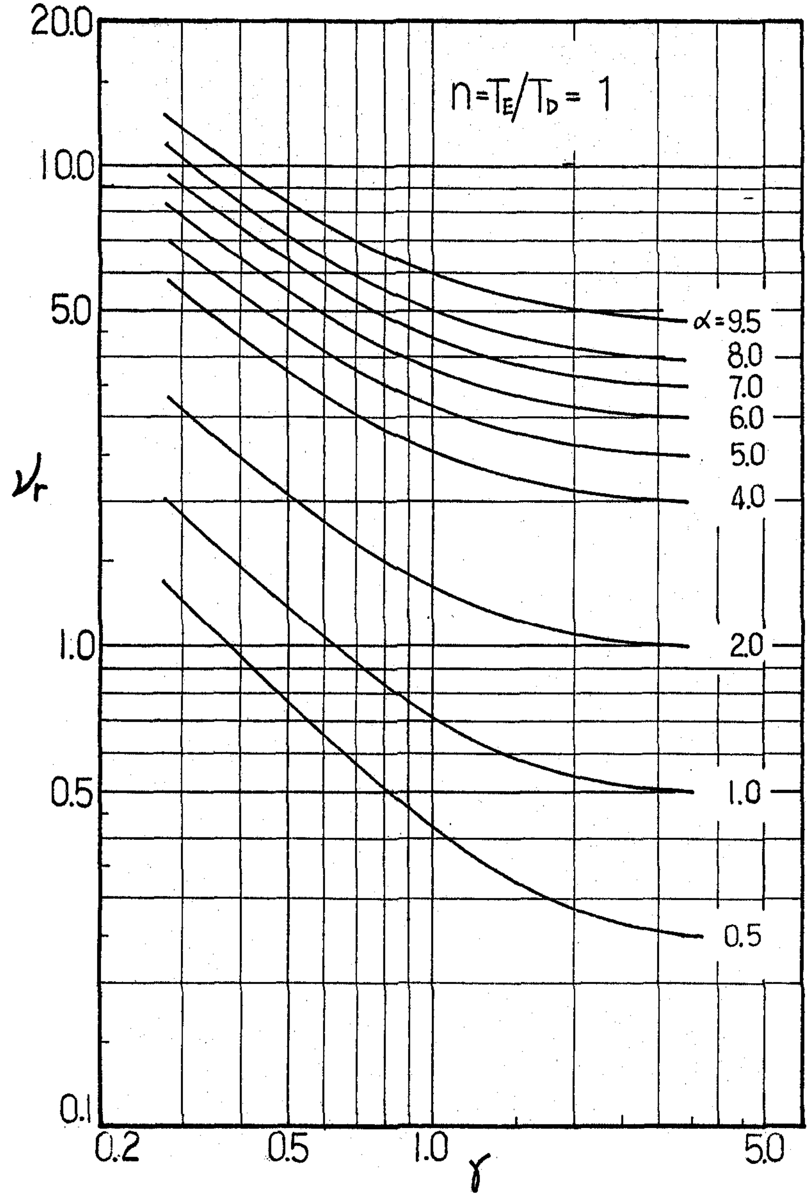


図 4.2.2 信頼度改善率

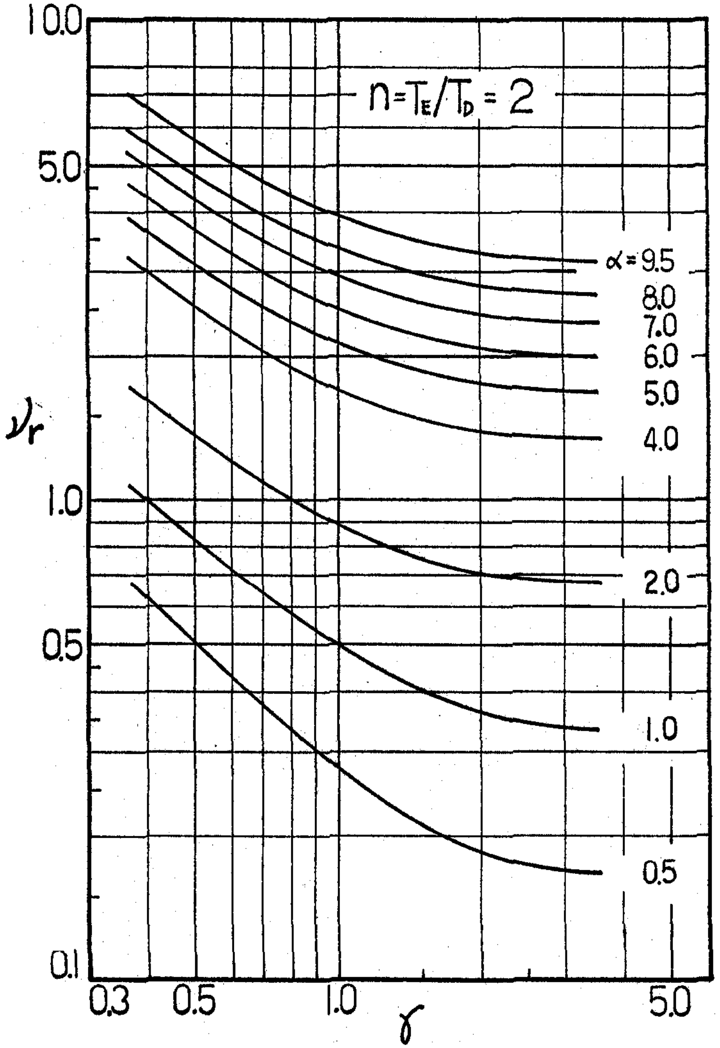


図 4.3.2 信頼度改善率

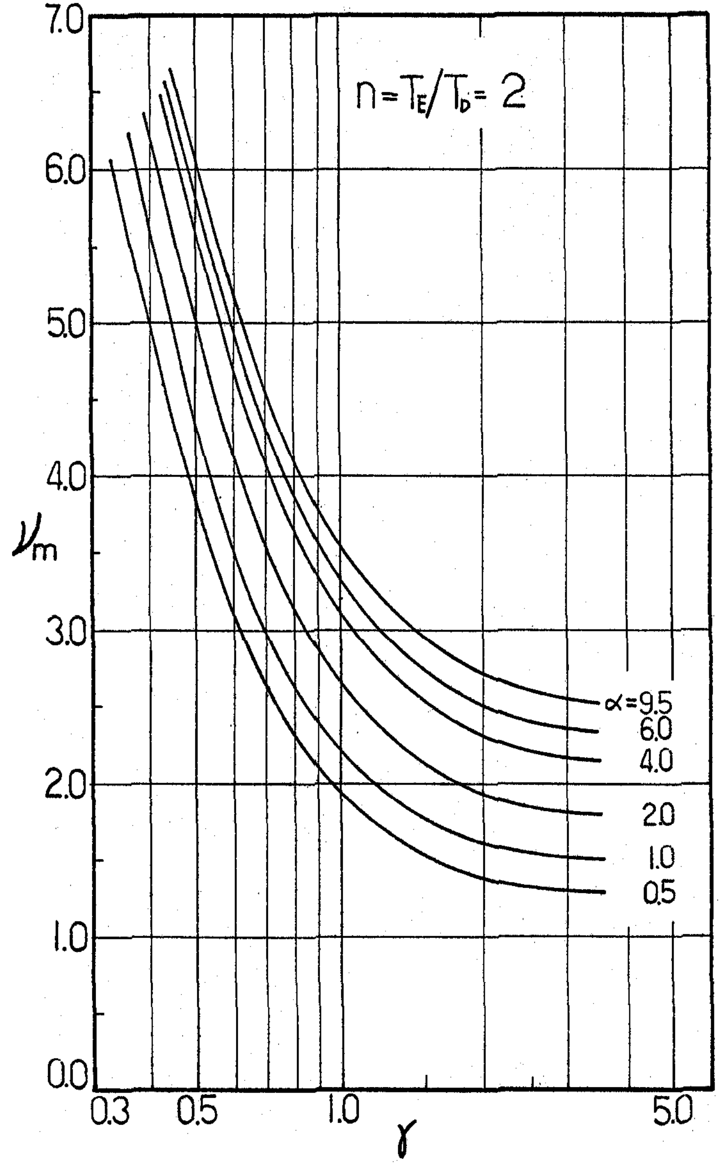


図 4.3.1 保全労力比

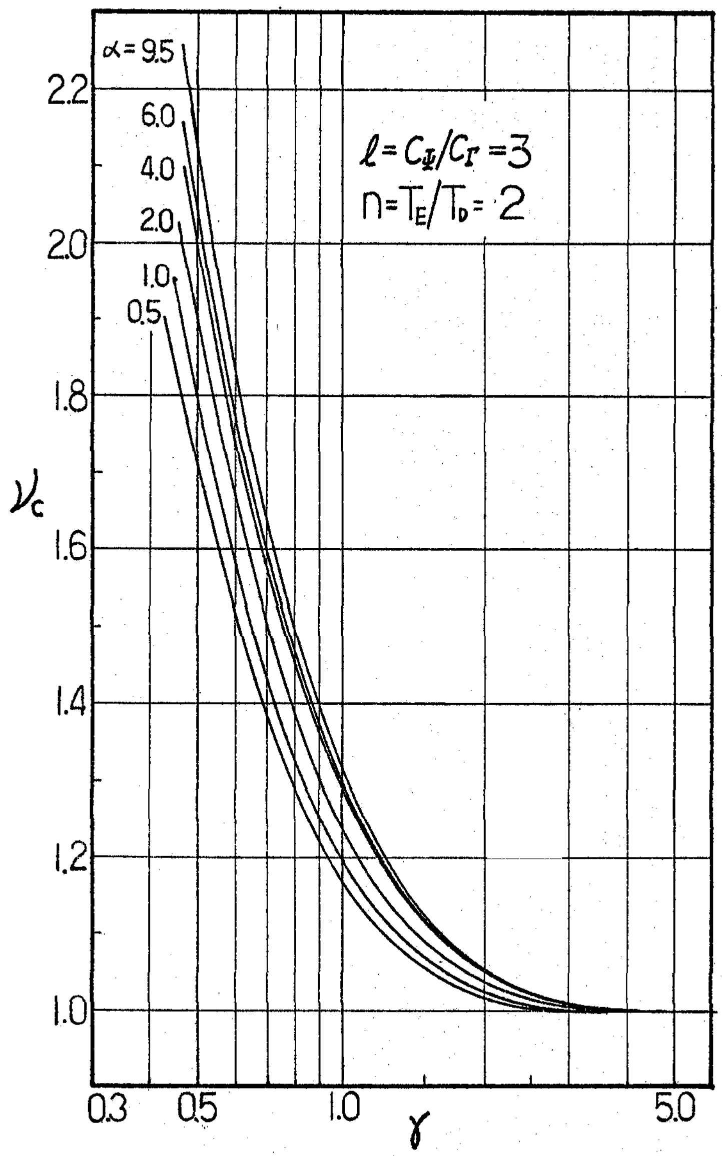

α = 9.5
6.0
4.0
2.0
1.0
0.5
ℓ = C_Ⅱ/C_Ⅰ = 3
n = T_E/T_D = 2
2.2
2.0
1.8
1.6
1.4
1.2
1.0
ν_c
0.3
0.5
1.0
5.0
γ

図 4.3.3 保全コスト比

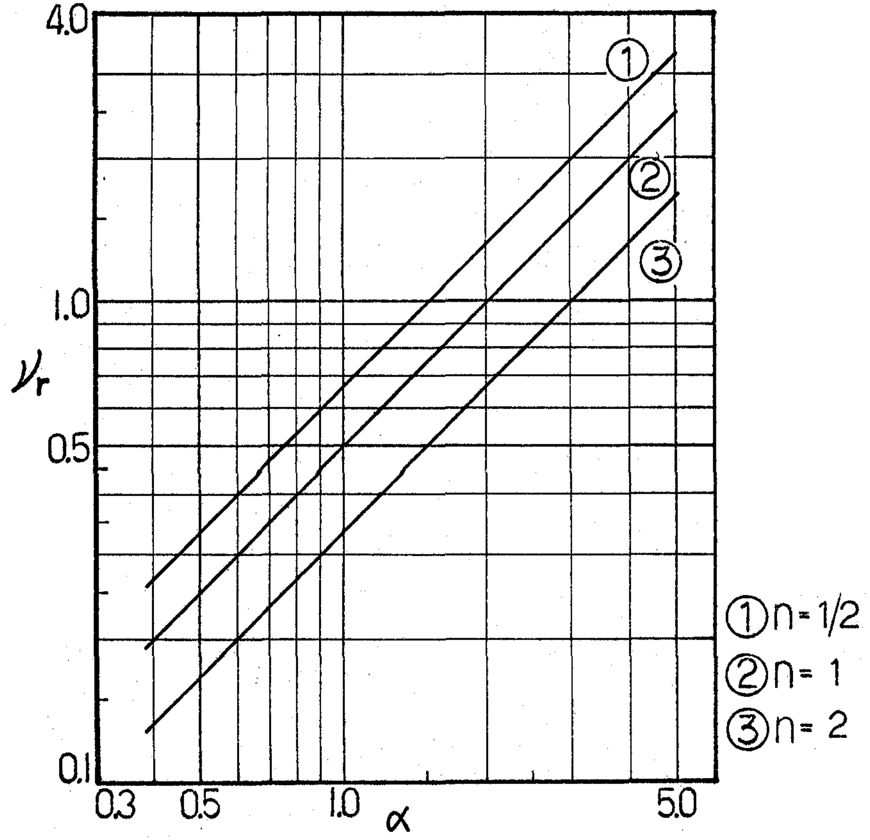


図 4.4.2 信頼度改善率 (MPM)

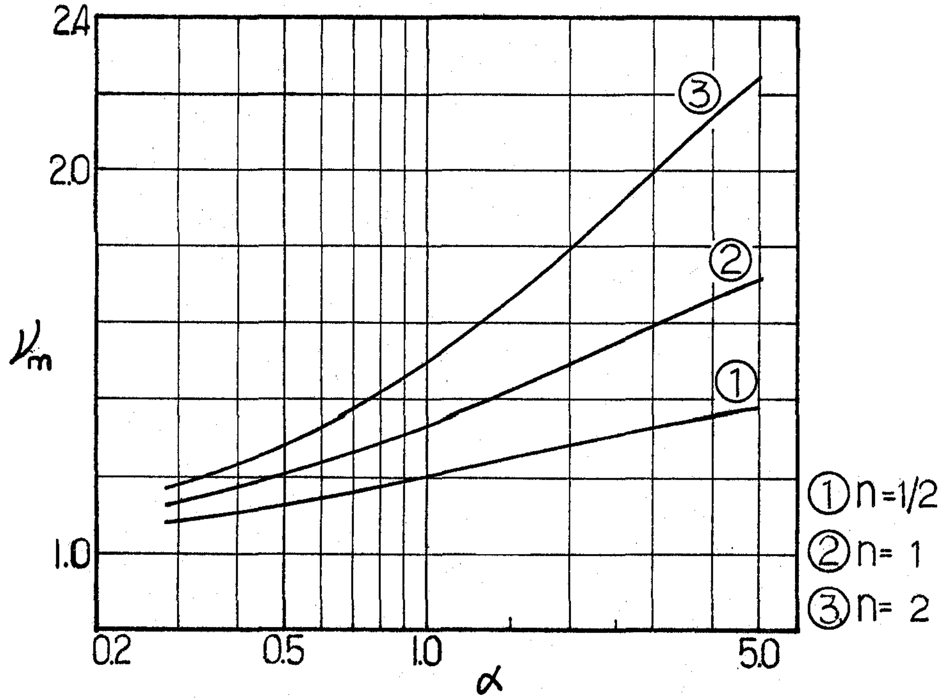


図 4.4.1 保全労力比(MPM)

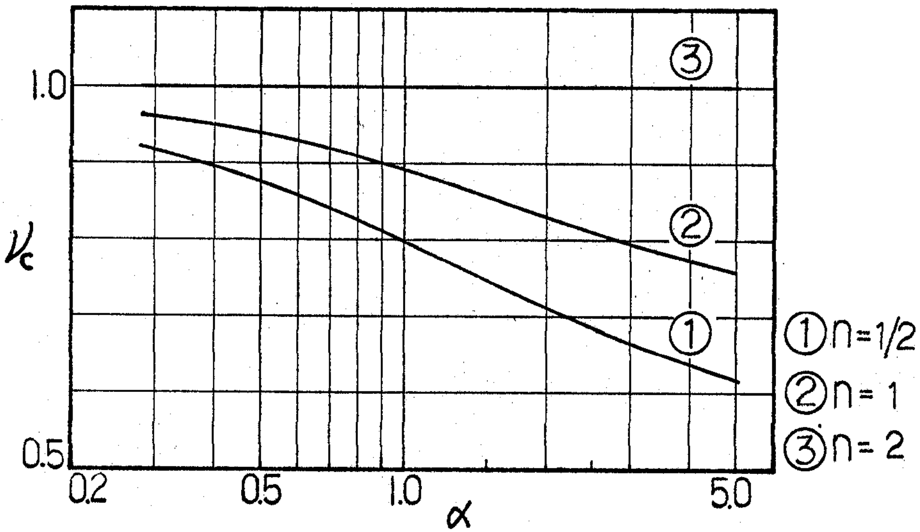


図 4.4.3 保全コスト比（MPM）

5. 乱数使用によるシミュレーション

3.4.においてMPMあるいはMXPMが行なわれる場合のシステムの平均故障時間、平均予防交換間隔などの式を誘導したがそれらの式をみてわかるように分布関数によっては解析的に求めるのが困難な場合がある。たとえば(3.11)式において$F_E(t)$ $F_M(t)$がともにワイブル分布形であったりした場合である。このように解析的な方法により解を求めるのが困難な場合、乱数を使用してシミュレーションを行ない解を得る方法がある。これは確率的、統計的に解を得るのであるから長時間の観測、多数回の繰り返し試行が必要であり、そのため計算機の力が大いに発揮される。

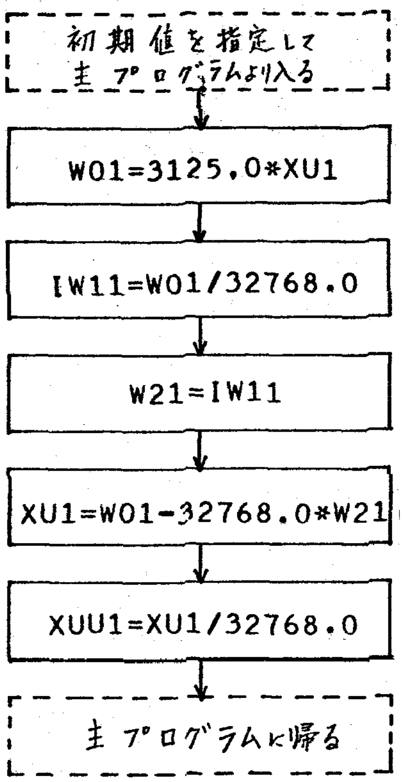
このような考えのもとに以下に、SPM、MPMが行なわれる場合のシステムについて乱数を使用してシミュレーションを行ない、その一方法を示すとともに、分布関数のパラメータをフィールドデータより決定し、SPMとMPMとの比較を行なった。なおここではシミュレーションより求めた解と、解析的に求めた解との比較を行ない、その差をみたいということで分布関数として解析的に処理できるものをほとんど用いた。

5.1 乱数発生プログラム

一様乱数列をつくりだす方法はいくつかあるが、そのうち乗算型合同法によるものを使用した。(8) 本シミュレーションにおいては区間[0,1]上の一様乱数列と整数1桁の一様乱数列を使用し、その発生プログラムをサブルーチン副プログラムとした。

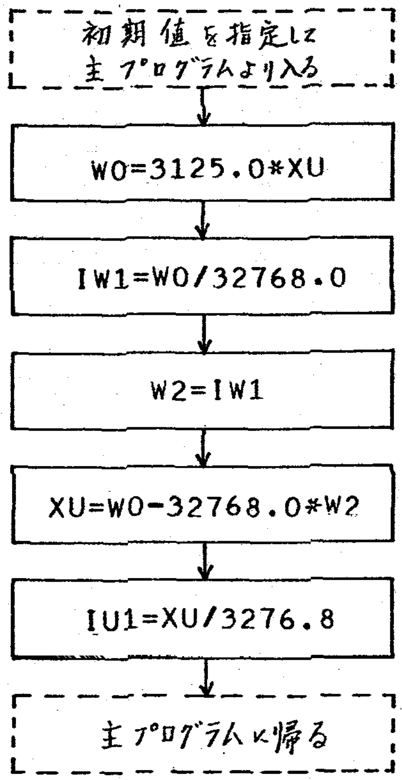
次にそのフローチャートを示す。

区間[0, 1]上の一様乱数列発生のフローチャート.



XU1 --- 初期値
XUU1 --- 乱数

1桁一様乱数列発生のフローチャート.



XU --- 初期値
IU1 --- 乱数

以後のフロチャート(1)〜(4)において乱数(1)(3)(4)(5), 乱数発生プログラム(1)(3)(4)(5)は区間[0, 1]上の一様乱数列及びその発生プログラムであり、乱数(2)、乱数発生プログラム(2)は1桁一様乱数列及びその発生プログラムであるとする。

5.2 一様乱数列の検定

初期値をいくつか決め、それぞれに対し、①等確率性, ②無規則性, ③連の各統計的仮説検定を行ない、良好なものは一様乱数列として扱った。

5.3 分布関数の決定

それぞれの時間の分布関数に次の記号を使用した。

- 新品な機器が欠陥状態になる時間(τ_D)の分布関数 ---- $F_D(t)$
- 機器が欠陥状態から故障状態になる時間(τ_E)の分布関数 ---- $F_E(t)$
- 診断時間(τ_M)の分布関数 ---- $F_M(t)$
- SPMによる交換が行なわれる間隔(τ_G)の分布関数 ---- $G(t)$
- 新品な機器が欠陥状態を経て故障になる時間すなわち $\tau(=\tau_D+\tau_E)$ の分布関数 ---- $F(t)$

$F_D(t)$, $F_E(t)$をフィールドデータより決定するのが困難なためこちらで決めた。$F_D(t)$はランダムなポアソン的ショックが何回か起ってはじめて欠陥が発生するという考えのもとに、ガンマ分布形とし、$F_E(t)$は指数分布形とした。$F_M(t)$も指数分布形とし、$G(t)$はフィールドデータよりワイブル分布形とした。これらを式で表わすと次のようになる。

$$F_D(t) = \int_0^t \frac{\lambda_0}{(k-1)!}(\lambda_0 x)^{k-1} e^{-\lambda_0 x} dx \qquad (k \geq 1)$$

$$F_E(t) = 1 - e^{-\lambda_1 t}$$

$$F_M(t) = 1 - e^{-pt}$$

$$G(t) = 1 - e^{-\frac{(t-\gamma)^m}{t_0}}$$

ただし

λ_0; ショック率

k; ショック回数

λ_1; 欠陥から故障になる率

p; 診断完了率

m; 形状パラメータ

γ；位置パラメータ

t_0；尺度パラメータ

なお、本シミュレーションにおいては $\lambda_0=\lambda_1=\lambda$ とする。

5.4 フィールドデータより分布関数のパラメータ決定

フィールドデータはC丸の排気弁交換記録帳より得た。現在、船舶において予防保全が行なわれているため、それより得た弁換時間は真にその寿命を表わしているものばかりではないが、予防保全の実施間隔を故障までの時間として扱った場合得られる平均値、分散は $\tau=\tau_D+\tau_E$ を確率変数とした時のその確率変数の平均値、分散ということである。であるからフィールドデータより得た平均値及び分散をそれぞれ、平均値 $=(k+1)/\lambda$，分散 $=(k+1)/\lambda^2$ とおき k を変化させこの両方より得た λ が最も近接する時の k の値、及び λ の値を採用した。次にデータをワイブルチャートにプロットし、混合ワイブル分布として扱いそれより弁交換が事後保全のものか、予防保全のものかの目安をつけ、大まかな区別をした。

このようにして得た k，λ 及び各分布関数を次に示す。

$$k = 5$$

$$\lambda = 0.00261$$

$$F_D(t) = 1-\frac{\lambda^4}{24}e^{-\lambda t}\left(t^4+\frac{4}{\lambda}t^3+\frac{12}{\lambda^2}t^2+\frac{24}{\lambda^3}t+\frac{24}{\lambda^4}\right)$$

$$F_E(t) = 1-e^{-\lambda t}$$

$$F(t) = 1-\frac{\lambda^4}{24}e^{-\lambda t}\left(t^4+\frac{4}{\lambda}t^3+\frac{12}{\lambda^2}t^2+\frac{24}{\lambda^3}t+\frac{24}{\lambda^4}\right)-\frac{1}{120}(\lambda t)^5e^{-\lambda t}$$

$$G(t) = 1-e^{-\frac{(t-1200)^{1.71}}{248908.2}}$$

5.5 確率分布をもつ乱数列

本シミュレーションで使用する各確率分布をもつ乱数列を次のようにして作った。

(1) 指数乱数列

たとえば $F_E(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ について考えると、

$$e^{-\lambda t} = 1 - F_E(t)$$

$$\lambda t = \ln \frac{1}{1 - F_E(t)}$$

$$t = \frac{1}{\lambda} \ln \frac{1}{1 - F_E(t)}$$

であるから $F_E(t)$ に区間 $[0, 1]$ 上の一様乱数列を与えることにより、t は指数分布に従って分布する乱数列となる。

(2) ワイブル乱数列

$G(t) = 1 - e^{-\frac{(t-\gamma)^m}{t_0}}$ は

$$e^{-\frac{(t-\gamma)^m}{t_0}} = 1 - G(t)$$

$$-\frac{(t-\gamma)^m}{t_0} = \ln(1 - G(t))$$

$$(t-\gamma)^m = t_0 \ln \frac{1}{1 - G(t)}$$

$$t = t_0^{\frac{1}{m}} \left\{ \ln \frac{1}{1 - G(t)} \right\}^{\frac{1}{m}} + \gamma$$

であるから $G(t)$ に区間 $[0, 1]$ 上の一様乱数列を与えることによりtはワイブル分布に従って分布する乱数列となる。

(3) ガンマ乱数列

$F_D(t) = 1 - \frac{\lambda^4}{24} e^{-\lambda t} \left(t^4 + \frac{4}{\lambda} t^3 + \frac{12}{\lambda^2} t^2 + \frac{24}{\lambda^3} t + \frac{24}{\lambda^4} \right)$ の左辺 $F_D(t)$ に区間 $[0, 1]$ 上の一様乱数列を与え、t を小数点以下2桁とし、変化させ左辺と右辺が最も近接するときの t の値をとった。

5.6 シミュレーションの実施

シミュレーションを行なう対象としては以下に定義づけた4つの場合である。

5.6.1 対象の定義づけ

以下に各場合について述べるがすべてに共通なこととして、保全（事後保全、予防保全）後のシステムは新品となる。保全時間は無視する。

(1) 予防保全が行なわれない場合

ただ1つの欠陥状態を経て故障状態に至るシステム（原始システムと呼ぶ）に対し、SPM、MPMが行なわれない場合。

(2) SPMが行なわれる場合

原始システムに対し、システムが故障状態でなくてもある運転時間経過後、保全が行なわれる場合。このような場合システムは予防保全が実施される前に故障することもありまたシステムの故障前に保全が行なわれることもある。

(3) MPMが行なわれる場合

原始システムに対し、MPMが行なわれる場合であるが、MPM方式を「欠陥検出成功と同時に保全が行なわれる場合」と「欠陥検出成功に引き続き、診断行為がなされる場合」との2つに分けた。それぞれMPM(1)，MPM(2)とする。

① MPM(1)

欠陥が発見されると直ちに保全が行なわれ、発見されなければシステムは故障する。

② MPM(2)

欠陥が発見されると、それに続いて診断行為がなされ、診断完了時、保全が行なわれ、欠陥が発見されなかったり診断が間に合わない場合はシステムは故障する。

5.6.2 フローチャート

前項で定義づけを行なった各場合についてフローチャートを本章末のフローチャート(1)〜(4)に示すが、すべての場合において観測時間は87600時間(10年間)、試行回数は32回とした。また出力としては試行1回毎に、各状態(SPMによる予防交換実施、欠陥、故障)が生じるまでの時間、平均故障時間、及び平均予防交換間隔を印字させ、32回の終了時、各回の平均、故障時間、平均予防交換間隔の平均値、分散、不偏分散、標準偏差を印字させた。なお、MPM(1)の場合は欠陥検出成功確率を0.2, 0.3, 0.5, 0.7, 0.8と変化させた。MPM(2)の場合は診断時間の平均値を欠陥から故障になる時間の平均値と同じ、半分とし、それぞれについて欠陥検出成功確率を0.3, 0.5, 0.7, 1.0と変化させた。

なおプログラムはMPM(2)の場合のみ本章末に示した。

5.7 結果及び考察

シミュレーション結果を表5.1に示す。解析的に算出した場合との比較として誤差率を求めたが、これをみると、故障、予防交換回数が少ない場合、誤差率が大きいものがある。これは観測時間が短いため1回毎の観測において、その平均値が真の平均値よりかなりずれているためと思われ、この場合、試行回数より観測時間の選定ということが先決の問題である。また誤差率が数

%のものについては観測時間より試行回数の問題である。しかしながら試行回数の決定は本来乱数を使用したシミュレーションにおいては真の値がどれほどの確率でどの位の範囲にあるということが言えるというような結果を得たいということから決定されるものであるため、それぞれのポリシーに従い、人為的に決められるものである。それであるから本シミュレーションにおいては理論値との比較ということで先に試行回数を決めたが、誤差率が数%のものについては、その時々の考えに従って試行回数を決定していけばよいと言える。

次にSPMとMPMとの比較を行なうが、そのための評価式として3.2.1で述べた信頼度改善率(ν_n)についてみると、MPMが行なわれる場合のν_nは欠陥検出成功確率(P_0)をパラメータとして図5.1，図5.2.1，図5.2.2のようになった。比較の意味で理論値から求めたものも示したが、それを見るといずれの場合もP_0が高くなるほど、すなわち故障による件数が少なくなるほどシミュレーション結果より求めたものと、理論値から求めたものとの差が大きくなっているが、これは上でも述べたように発生件数が少ない場合の平均故障時間の理論値からのずれのためである。ところで、いまSPMが行なわれる場合を考えると、その平均故障時間及び平均予防交換間隔を解析的に求めるのは困難であり、シミュレーション結果と理論値とを比較することができないが表5.1において他と比べると、誤差率が数%であると思われる。そこでこの値を使用してν_nを求めると0.48である。この値から図5.1，図5.2.1，図5.2.2よりそれぞれP_0を求めると、図5.1においては$P_0=0.35$，図5.2.1においては$P_0=0.75$，図5.2.2においては$P_0=0.4$である。すなわち「SPMが行なわれる場合」と同じν_nを得るには「欠陥検出成功と同時に保全が行な

われる場合」P_0を0.35とすればよく「欠陥検出に引き続き診断行為のある場合」で診断時間が欠陥状態より故障になる時間の平均値と同じ場合は、P_0を0.75，半分の場合は0.4とすればよいと言える。次に保全労力比(ν_m)について考えると、表5.1よりSPMの場合ν_m=1.17であり、一方MPMにおいてはP_0が高いほどν_mは大きくなるが、シミュレーションを行なった範囲ではMPM(1)におけるP_0が0.8のときが最も大きく、ν_m=1.13である。以上ν_rとν_mについてみたわけであるが、これらのことより「欠陥検出成功と同時に保全が行なわれる場合」また「欠陥検出成功に引き続き診断行為のある場合」でも診断時間を短くしていくことにより、かなり低い欠陥発見成功確率でSPMと同じ信頼度が得られ、保全回数も減らすことができると言える。

以上、本シミュレーションにおいて一部観測時間に問題もありまたプログラムにも改善の余地が多々あると思うが信頼性分野におけるシミュレーションということでその一例を示した。

項目				平均故障時間(時間)			平均予防交換間隔(時間)		
				シミュレーション結果	理論値	誤差率(%)	シミュレーション結果	理論値	誤差率(%)
原始システム				2319.6	2298.9	0.9			
SPMが行なわれる場合				3434.8			4704.9		
MPMが行なわれる場合	MPM(1)		欠陥発見成功確率						
			0.2	2895.5	2777.8	4.2	13132.4	11111.1	18.2
			0.3	3250.4	3119.9	4.2	7572.7	7279.7	4.0
			0.5	4332.8	4214.6	2.8	4412.9	4214.6	4.7
			0.7	7624.5	6768.8	12.6	2962.2	2900.9	2.1
			0.8	10781.8	9961.7	8.2	2546.6	2490.4	2.3
	MPM(2)	診断完了率	欠陥発見成功確率						
		0.00261	0.3	2710.4	2632.5	3.0	16271.7	15268.5	6.6
			0.5	2989.7	2942.6	1.6	9816.3	8827.9	11.2
			0.7	3451.2	3313.8	4.1	6625.7	6144.4	7.8
			1.0	4372.7	4222.1	3.6	4328.9	4222.1	2.5
		0.00522	0.3	2881.1	2786.1	3.4	11846.4	11076.6	6.9
			0.5	3328.0	3262.5	2.0	6942.7	6525.0	6.4
			0.7	4201.4	3974.9	5.7	4820.7	4560.0	5.7
			1.0	7008.4	6141.2	14.1	3174.9	3070.6	3.4

$$\text{誤差率(\%)} = \frac{\text{シミュレーション結果} - \text{理論値}}{\text{理論値}} \times 100$$

表5.1

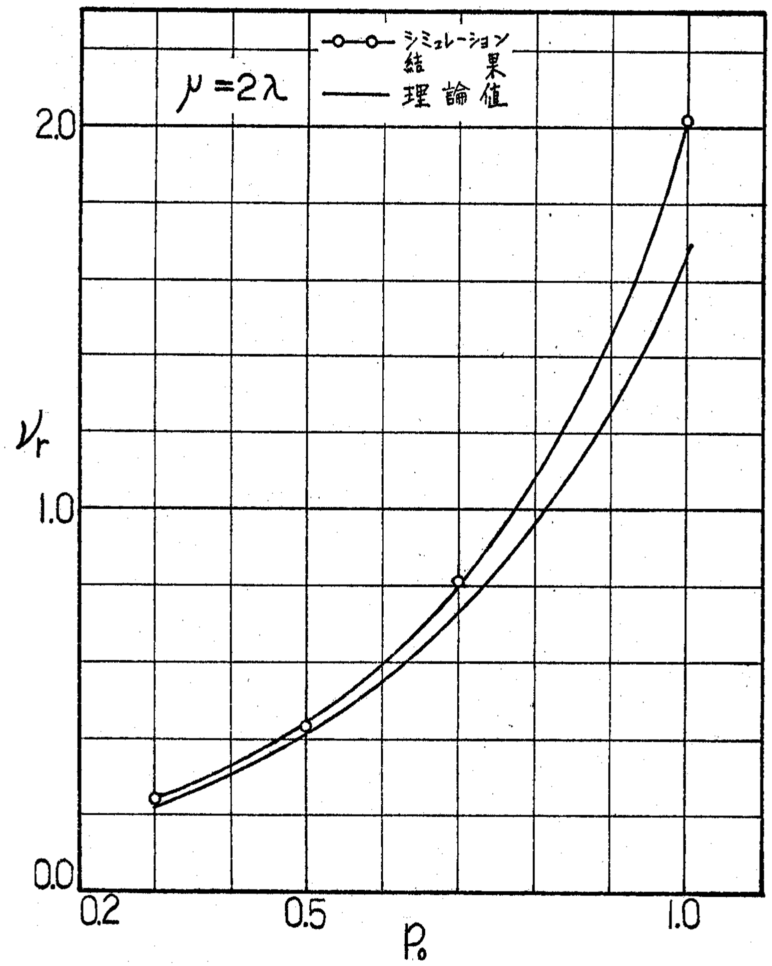


図 5.2.2　信頼度改善率(MPM(2))

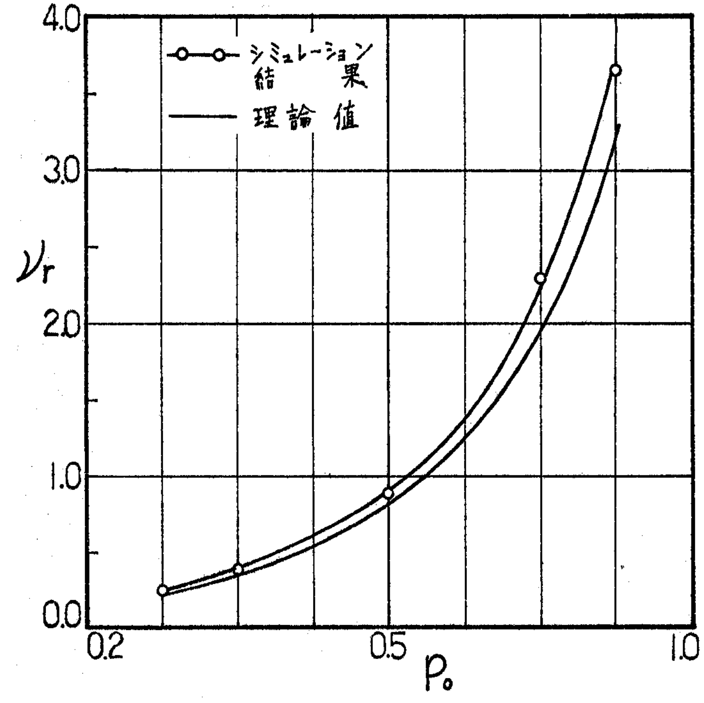


図 5.1 信頼度改善率(MPM(1))

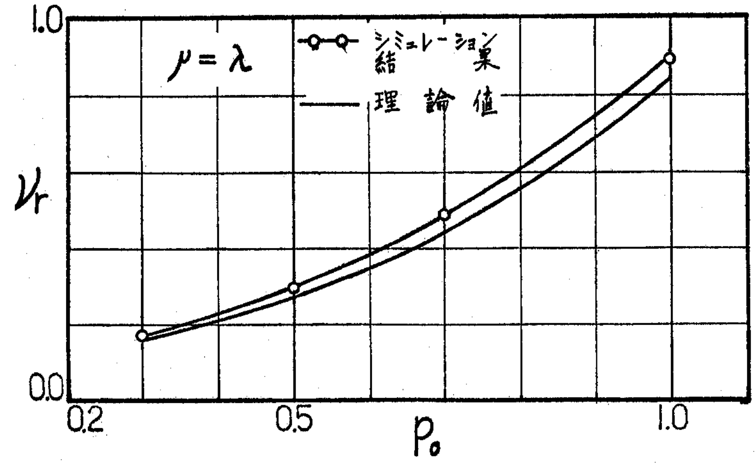
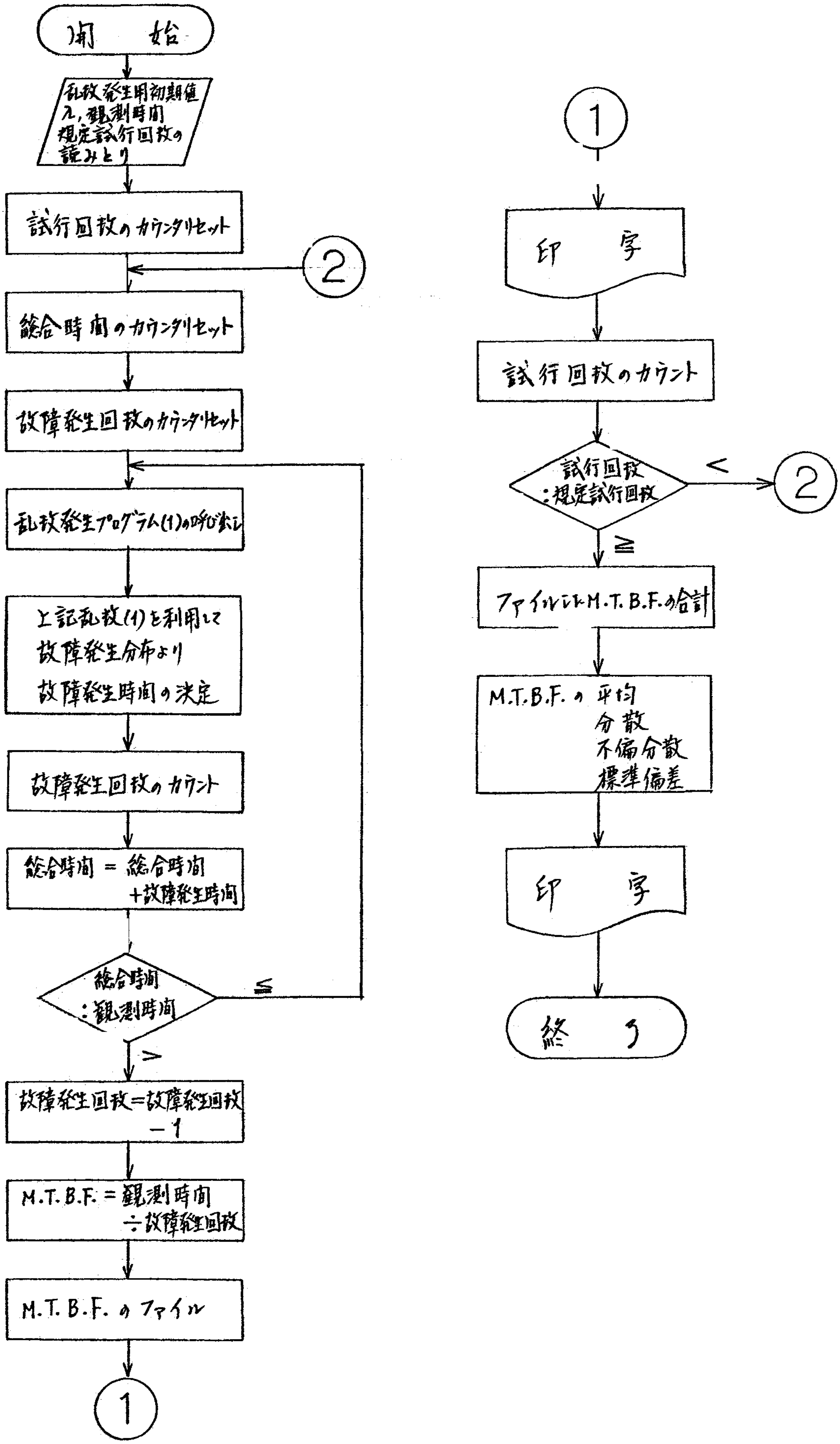
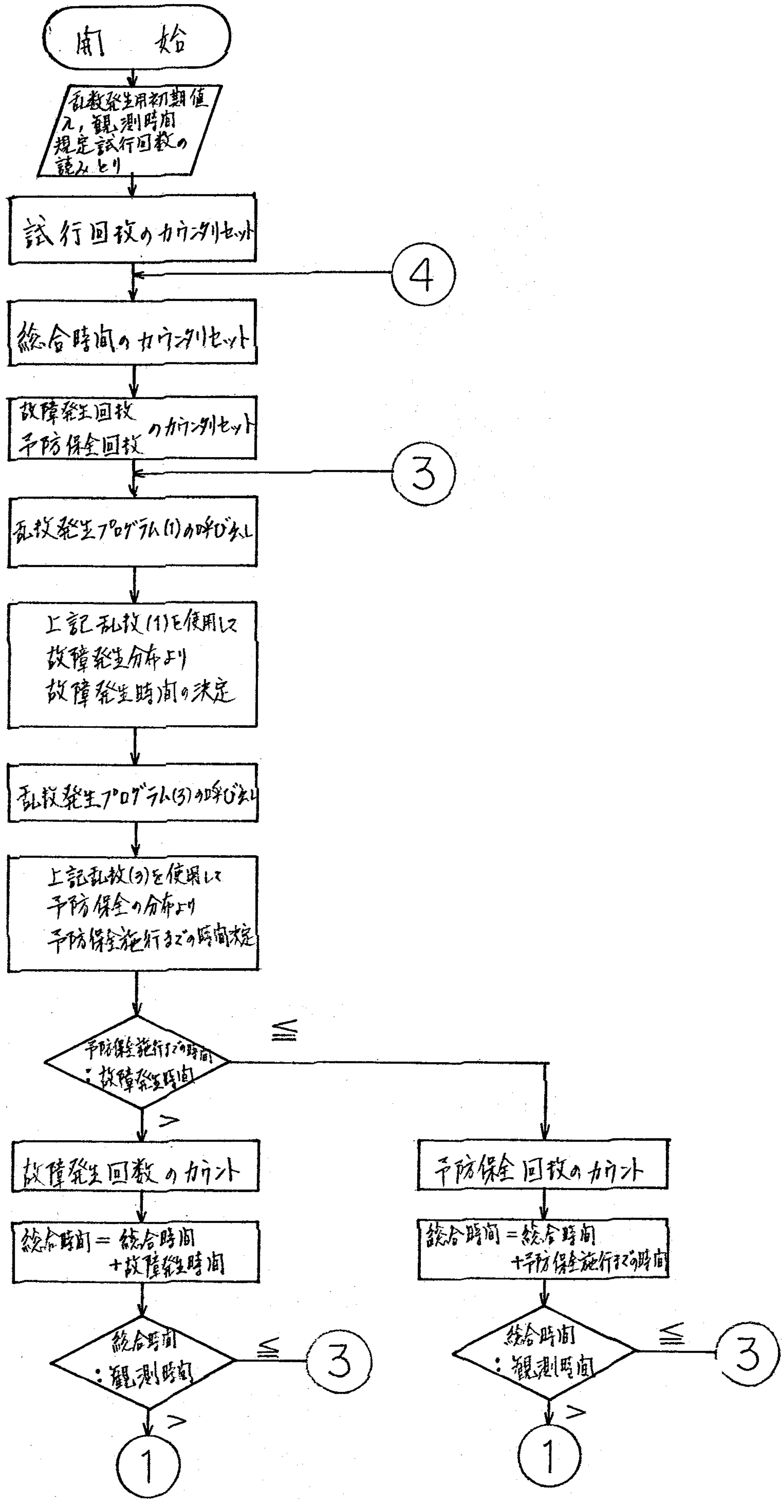


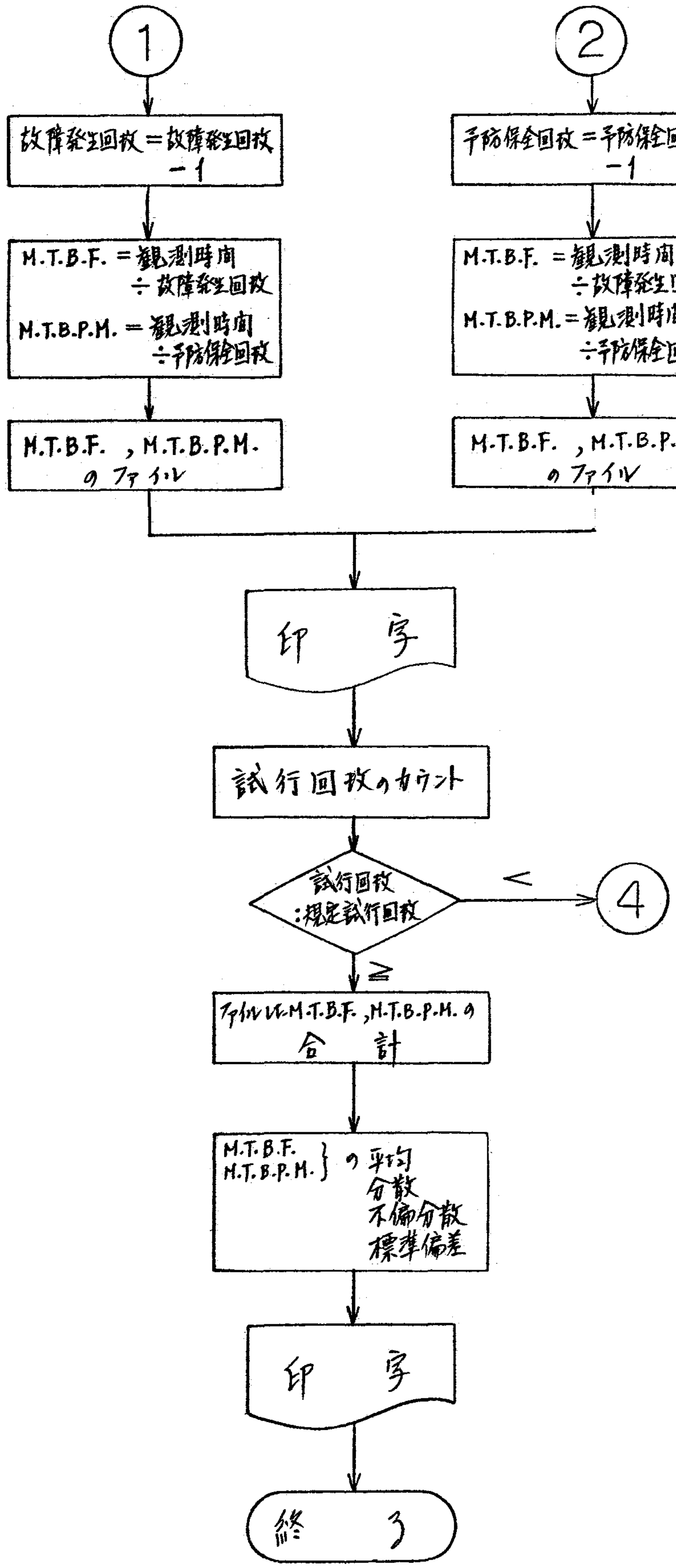
図 5.2.1　信頼度改善率(MPM(2))

フローチャート(1):予防保全が行なわれない場合

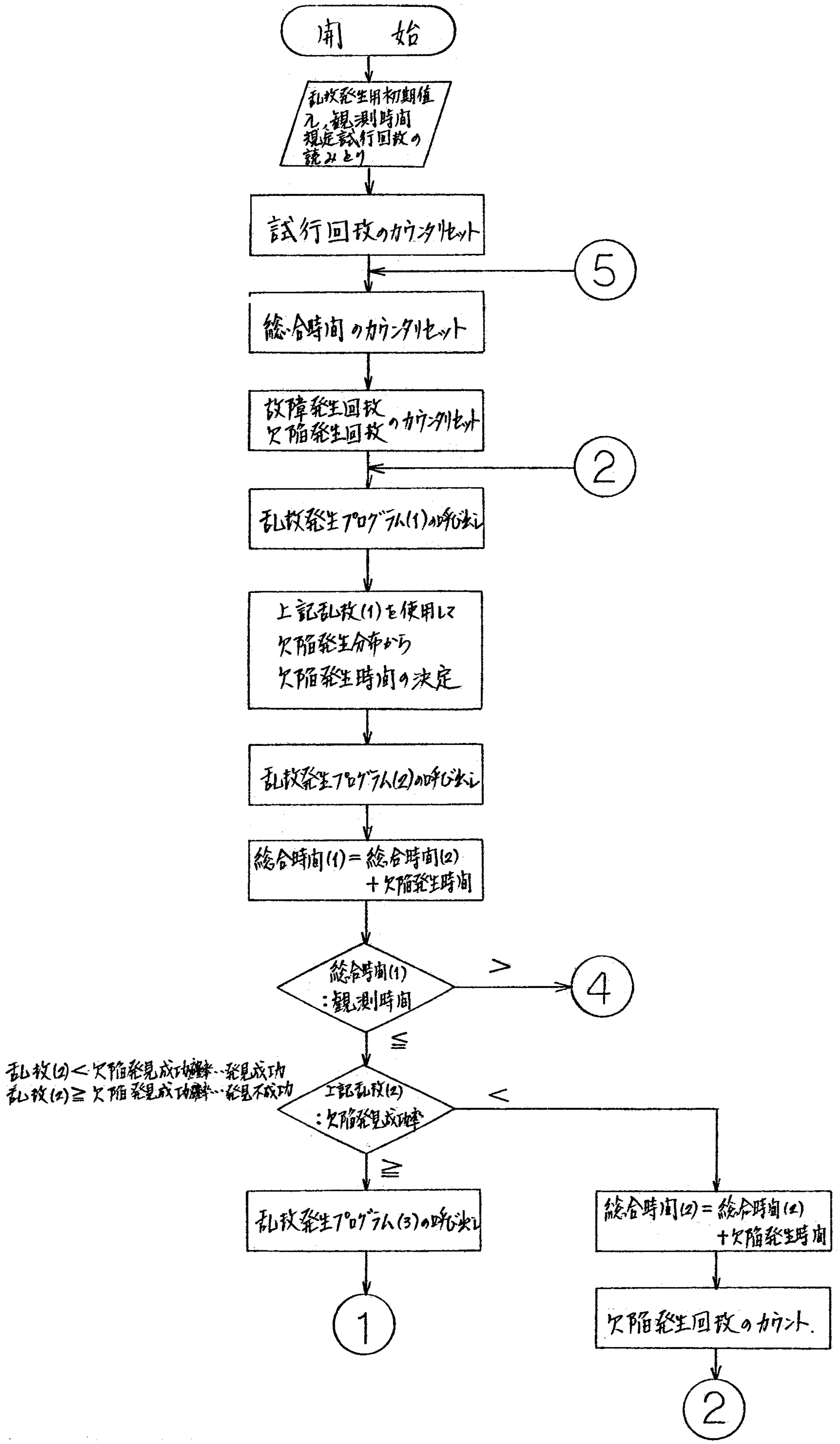


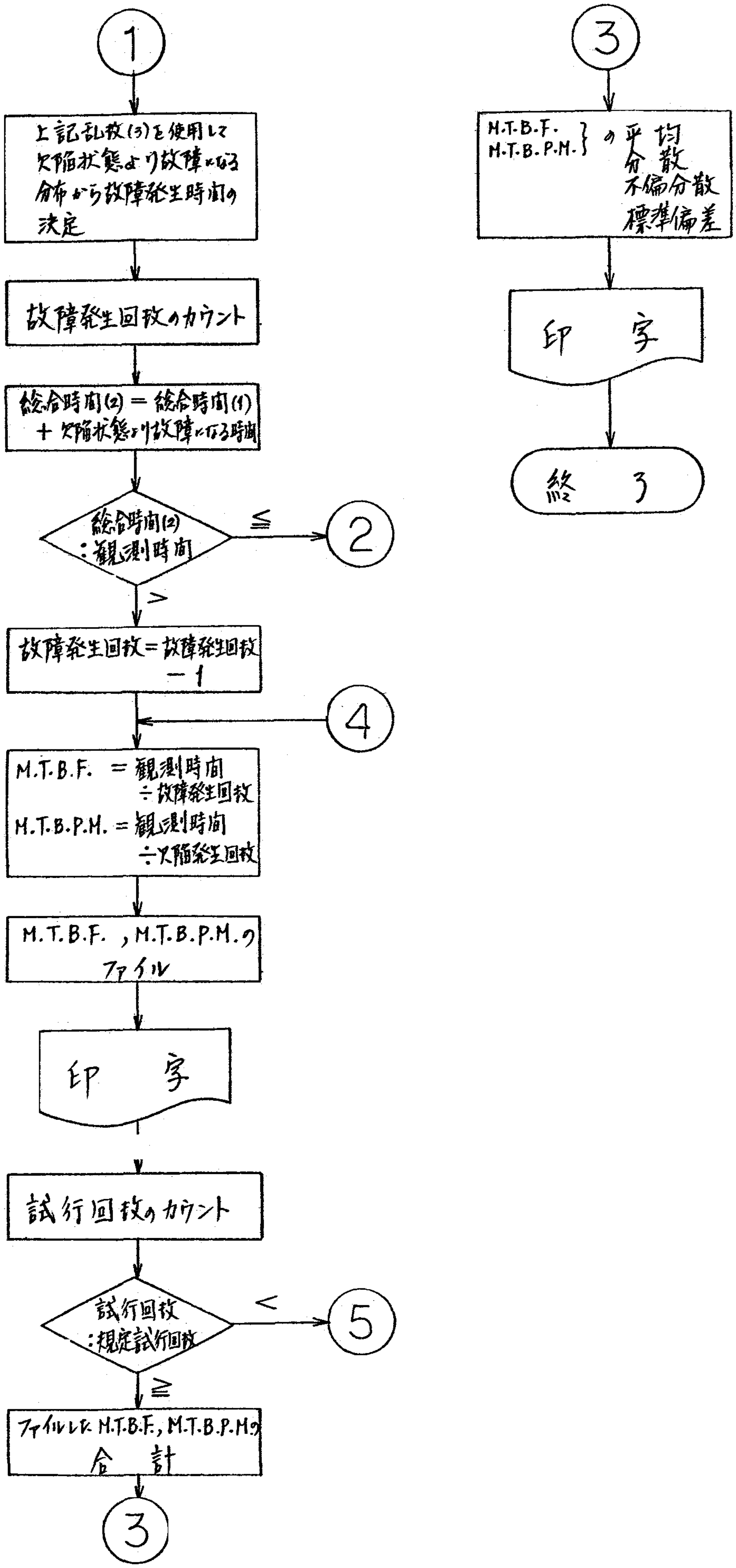
フローチャート(2) SPMが行なわれる場合



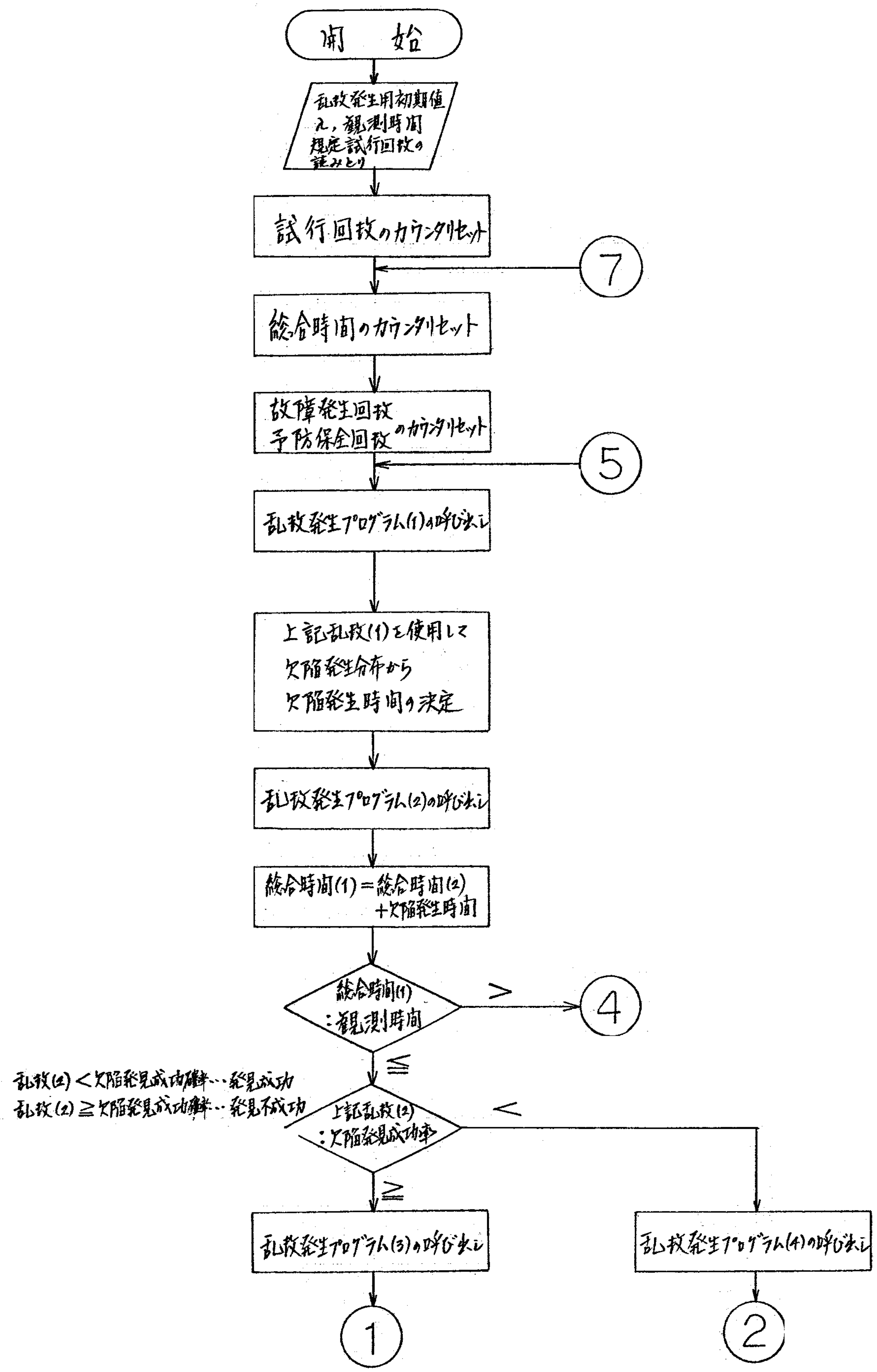

1
2
故障発生回数＝故障発生回数
−1
予防保全回数＝予防保全回数
−1
M.T.B.F.＝観測時間
÷故障発生回数
M.T.B.P.M.＝観測時間
÷予防保全回数
M.T.B.F.＝観測時間
÷故障発生回数
M.T.B.P.M.＝観測時間
÷予防保全回数
M.T.B.F. ，M.T.B.P.M.
のファイル
M.T.B.F. ，M.T.B.P.M.
のファイル
印字
試行回数のカウント
試行回数
：規定試行回数
<
4
≧
ファイル内のM.T.B.F.，M.T.B.P.M.の
合計
M.T.B.F.
M.T.B.P.M.
の平均
分散
不偏分散
標準偏差
印字
終了

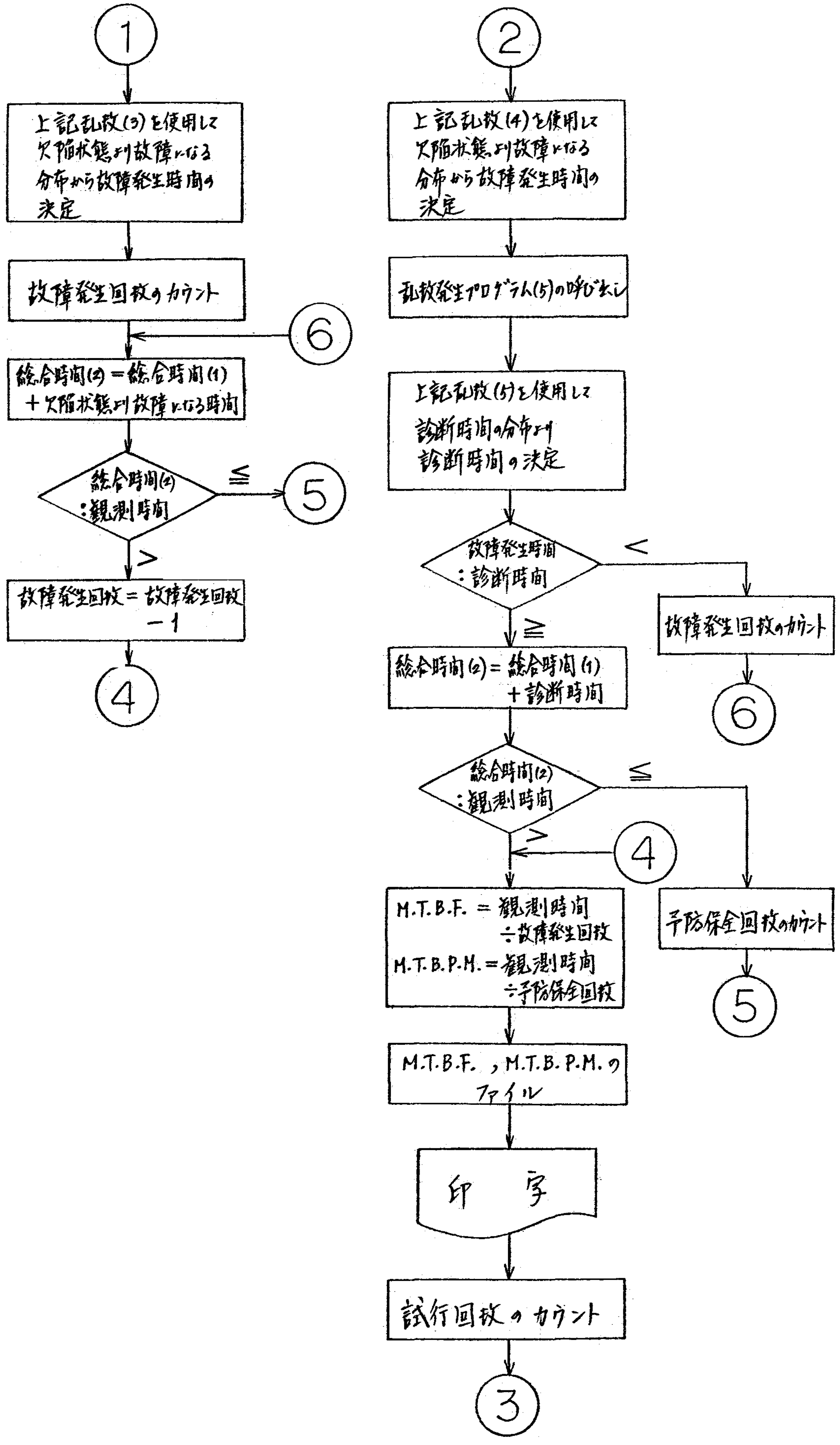
フローチャート(3)：MPM(1)が行なわれる場合

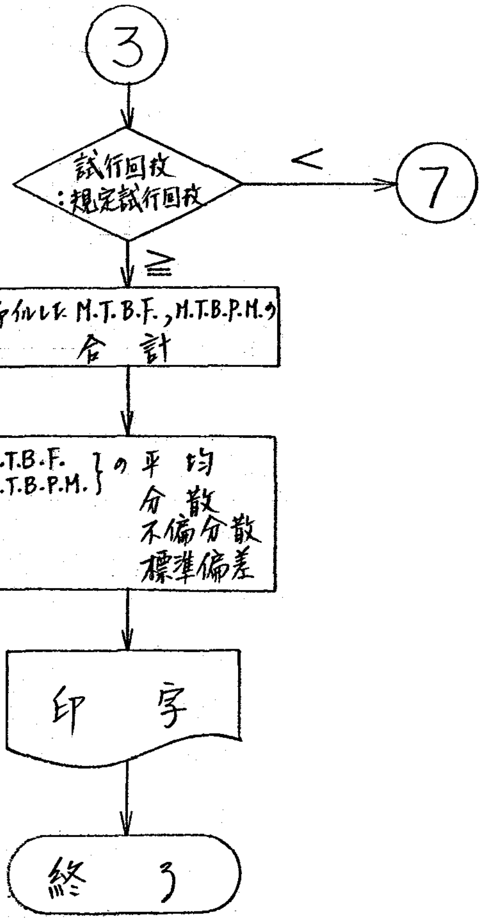



1
上記乱数(3)を使用して欠陥状態より故障になる分布から故障発生時間の決定
故障発生回数のカウント
総合時間(2) = 総合時間(1) + 欠陥状態より故障になる時間
総合時間(2) : 観測時間
≦
2
>
故障発生回数 = 故障発生回数 − 1
4
M.T.B.F. = 観測時間 ÷ 故障発生回数
M.T.B.P.M. = 観測時間 ÷ 欠陥発生回数
M.T.B.F. , M.T.B.P.M. のファイル
印字
試行回数のカウント
試行回数 : 規定試行回数
<
5
≧
ファイルした M.T.B.F., M.T.B.P.M.の合計
3
3
M.T.B.F. M.T.B.P.M. } の 平均 分散 不偏分散 標準偏差
印字
終了

フローチャート(4):MPM(2)が行なわれる場合




1
上記乱数(3)を使用して欠陥状態より故障になる分布から故障発生時間の決定
故障発生回数のカウント
6
総合時間(2)＝総合時間(1)＋欠陥状態より故障になる時間
総合時間(2)：観測時間
≦
5
＞
故障発生回数＝故障発生回数－1
4
2
上記乱数(4)を使用して欠陥状態より故障になる分布から故障発生時間の決定
乱数発生プログラム(5)の呼び出し
上記乱数(5)を使用して診断時間の分布より診断時間の決定
故障発生時間：診断時間
＜
故障発生回数のカウント
6
≧
総合時間(2)＝総合時間(1)＋診断時間
総合時間(2)：観測時間
≦
＞
4
予防保全回数のカウント
5
M.T.B.F. ＝観測時間÷故障発生回数
M.T.B.P.M.＝観測時間÷予防保全回数
M.T.B.F.，M.T.B.P.M.のファイル
印　字
試行回数のカウント
3


3
試行回数
:規定試行回数
<
7
≧
ファイルした M.T.B.F., M.T.B.P.M.の
合 計
M.T.B.F.
M.T.B.P.M.
の 平 均
分 散
不偏分散
標準偏差
印 字
終 了

```
C     M.P.M.(2) GA JISSHI SARERU BAAI NO SIMURATION
C
      F(X)=-Z**4*EXP(-Z*X)*(X**4+4.0*X**3/Z+12.0*X**2/Z**2+24.0*X/Z**3+2
     14.0/Z**4)/24.0+1.0
      DOUBLE INTEGER IW,IB
      INTEGER P
      DIMENSION ID(100,5),D(100,5),A(70),B(70)
      READ(10,30) XU1,XU2,XU3,XU4,XU,YEARS,Z,IM
   30 FORMAT(5F7.1,F8.1,F8.5,I3)
  995 READ(10,80) IL,ZZ
   80 FORMAT(I2,F8.5)
      RIL=FLOAT(IL)/10.0
      IF (IL.LT.0) GO TO 800
      P=1
      II=0
  990 DO 100 I=1,100
      DO 100 J=1,5
      ID(I,J)=0
      D(I,J)=0.0
  100 CONTINUE
      N=0
      NN=0
      I=1
      J=1
      ASUM=0.0
      BSUM=0.0
C     KEKKAN HASSEI NO PROGRAM JIKKO
C
  490 CALL RAND1(XU1,XUU1)
      WK=XUU1
      IW=(WK+0.000005)*100000.0
      WIW=IW
      IF (WIW.LT.100000.0) GO TO 175
      IW=WK*100000.0
  175 M=0
      AT=0.0
      GO TO 370
  502 AT=AT+1000.0
  370 IB=(F(AT)+0.000005)*100000.0
      IF (IW-IB) 500,500,502
  500 AT=AT-1000.0
  504 AT=AT+100.0
      IB=(F(AT)+0.000005)*100000.0
      IF (IW-IB) 503,503,504
  503 AT=AT-100.0
  506 AT=AT+10.0
      IB=(F(AT)+0.000005)*100000.0
      IF (IW-IB) 505,505,506
  505 AT=AT-10.0
```

```
  508 AT=AT+1.0
      IB=(F(AT)+0.000005)*100000.0
      IF (IW-IB) 507,507,508
  507 AT=AT-1.0
  510 AT=AT+0.1
      IB=(F(AT)+0.000005)*100000.0
      IF (IW-IB) 509,509,510
  509 AT=AT-0.1
  515 AT=AT+0.01
      IB=(F(AT)+0.000005)*100000.0

      IF (IW-IB) 511,512,513
  513 GO TO 515
  512 M=M+1
      GO TO 515
  511 MM=M/2+1
      AT=AT-FLOAT(MM)/100.0
      D(I,J)=AT
      ID(I,J)=1
      J=J+1
      IF (J.LE.5) GO TO 200

      J=1
      I=I+1
C     KEKKAN HAKKEN RITSU
  200 CALL IRAND(XU,IU1)
C
      ASUM=BSUM+AT
      IF (ASUM.GT.YEARS) GO TO 220
      IF (IU1.GE.IL) GO TO 450
C     KEKKAN HAKKEN DEKIRU GA KOSHO NI ITARU PROGRAM JIKKO
C

      CALL RAND3(XU3,XUU3)
      BT=ALOG(1.0/(1.0-XUU3))/Z
C     KEKKAN HAKKEN DEKI SHINDAN KANRYO SHI TORIKAE GA OKONAWARERU
C     PROGRAM JIKKO
C
      CALL RAND4(XU4,XUU4)
      DT=ALOG(1.0/(1.0-XUU4))/ZZ
      IF (BT-DT) 705,710,710
  710 D(I,J)=DT
      ID(I,J)=3

      J=J+1
      IF (J.LE.5) GO TO 720
      J=1
      I=I+1
  720 BSUM=ASUM+DT
      PSUM=BSUM
      IF (PSUM.GT.YEARS) GO TO 760
      N=N+1
      GO TO 490
  705 D(I,J)=BT
```

```
      ID(I,J)=4
      NN=NN+1
      J=J+1
      IF (J.LE.5) GO TO 250
      J=1
      I=I+1
      GO TO 250
  760 IF (J.EQ.1) GO TO 765
      J=J-1
  765 ID(I,J)=0
      D(I,J)=0.0
      LL=I
      PSUM=PSUM-DT
      REST=YEARS-PSUM
      GO TO 700
C    KOSHO HASSEI NO PROGRAM JIKKO
C
  450 CALL RAND2(XU2,XUU2)
      BT=ALOG(1.0/(1.0-XUU2))/Z
      NN=NN+1
      D(I,J)=BT
      ID(I,J)=2
      J=J+1
      IF (J.LE.5) GO TO 250
      J=1
      I=I+1
  250 BSUM=ASUM+BT
      IF (BSUM.LE.YEARS) GO TO 490
      IF (J.EQ.1) GO TO 270
      J=J-1
  270 ID(I,J)=0
      D(I,J)=0.0
      LL=I
      NN=NN-1
      BSUM=BSUM-BT
      REST=YEARS-BSUM
      GO TO 700
  220 IF (J.EQ.1) GO TO 290
      J=J-1
  290 ID(I,J)=0
      D(I,J)=0.0
      LL=I
      ASUM=ASUM-AT
      REST=YEARS-ASUM
  700 FMEAN=YEARS/FLOAT(NN)
      PMMEAN=YEARS/FLOAT(N)
      A(P)=FMEAN
      B(P)=PMMEAN
      P=P+1
      WRITE(50,280) ZZ
  280 FORMAT(1H1,//,5X,15HKOSHO RITSU ***F8.5)
```

```
      WRITE(50,300) RIL
  300 FORMAT(//,5X,16HHAKKEN RITSU ***F4.1,//,5X,19H1 *** KEKKAN HAS
     1SEI,5X,18H2 *** KOSHO HASSEI,//,5X,20H3 *** SHINDAN KANRYO,//,5X,1
     28H4 *** KOSHO HASSEI,//,5X,36H1 - 2 *** KEKKAN HAKKEN DEKIZU KOSHO
     3,//,5X,51H1 - 3 *** KEKKAN HAKKEN DEKI SHINDAN KANRYO TORIKAE,//,5
     4X,57H1 - 4 *** KEKKAN HAKKEN DEKIRU GA SHINDAN MANIAWAZU KOSHO)
      WRITE(50,350) REST,FMEAN,PMMEAN
  350 FORMAT(///1H ,3X,14HNOKORI JIKAN =,F8.1,//,4X,9HM.T.B.F.=,F8.2,//,
     14X,11HM.T.B.P.M.=,F8.2)
      II=II+1
      IF (II.LT.IM) GO TO 990
      SUM1=0.0
      SUM2=0.0
      DO 840 P=1,II
      SUM1=SUM1+A(P)
      SUM2=SUM2+B(P)
  840 CONTINUE
      XBAR1=SUM1/FLOAT(II)
      XBAR2=SUM2/FLOAT(II)
      SS1=0.0
      SS2=0.0
      DO 850 P=1,II
      W1=A(P)-XBAR1
      W2=B(P)-XBAR2
      SS1=SS1+W1*W1
      SS2=SS2+W2*W2
  850 CONTINUE
      S1=SS1/FLOAT(II)
      S2=SS2/FLOAT(II)
      III=II-1
      V1=SS1/FLOAT(III)
      V2=SS2/FLOAT(III)
      D1=SQRT(S1)
      D2=SQRT(S2)
      WRITE(50,860) XBAR1,XBAR2,S1,S2,V1,V2,D1,D2
  860 FORMAT(1H1,/////,25X,18HHEIKIN KOSHO JIKAN,3X,23HHEIKIN YOBO KOKAN
     1 JIKAN,///,5X,20HMEAN VALUE ******  =,5X,F8.2,14X,F8.2,//,5X,20HVA
     2RIANCE ********  =,2X,E13.6,8X,E13.6,//,5X,20HUNBIASED VARIANCE  =
     3,2X,E13.6,8X,E13.6,//,5X,20HSTANDARD DEVIATION =,2X,E13.6,8X,E13.6
     4)
      GO TO 995
  800 STOP
      END
```

```
SUBROUTINE RAND1(XU1,XUU1)
WC1=3125.0*XU1
IW11=W01/32768.0
W21=IW11
XU1=W01-32768.0*W21
XUU1=XU1/32768.0
RETURN
END

 SUBROUTINE RAND2(XU2,XUU2)
W02=3125.0*XU2
IW12=W02/32768.0
W22=IW12
XU2=W02-32768.0*W22
XUU2=XU2/32768.0
RETURN
END

SUBROUTINE RAND3(XU3,XUU3)
W03=3125.0*XU3
IW13=W03/32768.0
W23=IW13
XU3=W03-32768.0*W23
XUU3=XU3/32768.0
RETURN
END

SUBROUTINE RAND4(XU4,XUU4)
W04=3125.0*XU4
IW14=W04/32768.0
W24=IW14
XU4=W04-32768.0*W24
XUU4=XU4/32768.0
RETURN
END

SUBROUTINE IRAND(XU,IU1)
W0=3125.0*XU
IW1=W0/32768.0
W2=IW1
XU=W0-32768.0*W2
IU1=XU/3276.8
RETURN
END
```

6. あとがき

以上総合的にMPMのSPMに対する優位性をみとめた。本研究においては混合予防保全における保全体制の有利な方向を見い出すということでSPMとMPMとをはっきり区別した。今後、船舶推進系におけるMPM強化にあたってはSPMとMPMとが厳密に区別されない形で混在していると考えられる保全体制での、両保全の実態を把握するための調査が必要であり、それとともに適当なセンサと計測パラメータの決定、各パラメータをとらえるためのセンサを含めたハードウェア部の信頼度、精度の向上、適切な価格とのバランスなどが重要な問題となってくる。

終りに、本研究は東京商船大学川崎義人教授の御指導によるところが大きく、ここに深く感謝の意を表します。またデータの収集において協力していただいた日本郵船株式会社機関課、村山潔課長、ならびに皆様方に厚く御礼申し上げます。

参考文献

(1) 川崎義人,"モニタード・メンテナンスの研究",日本舶用機関学会誌, Vol 11, No.1, 1976, PP. 87－96

(2) 川崎義人,堀籠教夫,"舶用機械故障解析例と修理モデル的検討",電通学会信頼性研究会資料, R-74-7 (1974)

(3) 橋本武,石塚邦典,"信頼性からみたタンカーの運航実績の統計的解析と考察",日本舶用機関学会誌, Vol 6, No.10, 1971, PP. 715－735

(4) 橋本武,石塚邦典,"ディーゼル船の故障統計と信頼性評価",日本舶用機関学会誌, Vol 8, No.2, 1973, PP. 81－95

(5) 橋本武,石塚邦典,山田寛,"ディーゼル船の主機弁替および保守統計",日本舶用機関学会誌, Vol 8, No.6, 1973, PP. 378－392

(6) F. Monceaux, "Computer Use for Monitoring and Maintenance Improvement of Ship Propulsive Plants; Special Case of the Diesel Engine Propulsion", Bull. Tech. d. BV－Special English Issue PP. 42-48 (Jun. 1974)

(7) L. A. Urban, "Parameter Selection for Multiple Fault Diagnostics of Gas Turbine Engines", Trans. of ASME, Jour. of Engg. for Power, Vol. 97, Ser. A, (2), PP. 225 – 230 (Apr. 1975)

(8) 三浦 大亮 "シミュレーション入門", オーム社 (Oct. 1970) PP. 102-108

付録[1]

原始システムに実施間隔がTの定期保全が行なわれる場合、システムの平均故障時間、平均予防交換間隔はそれらをT_R, T_Qとすれば、それぞれ.

$$T_R = \frac{\int_0^T \bar{F}(t)\,dt}{1-\bar{F}(T)} , \quad T_Q = \frac{\int_0^T \bar{F}(t)\,dt}{\bar{F}(T)}$$

で表わされる。また単位時間当りの長時間平均故障交換回数をm_R, 予防交換回数をm_Q, 総交換回数をmとすれば

$$m_R = \frac{1}{T_R} = \frac{1-\bar{F}(T)}{\int_0^T \bar{F}(t)\,dt}$$

$$m_Q = \frac{1}{T_Q} = \frac{\bar{F}(T)}{\int_0^T \bar{F}(t)\,dt}$$

$$m = m_R + m_Q = \frac{1}{\int_0^T \bar{F}(t)\,dt}$$

となる。これらより$\bar{F}(t)$に各モデルのシステム信頼度関数を使用し、$T/T_0 = \beta$をパラメータとして評価式を求めることができ、その結果が表3.1である。なおC_R, C_Qはそれぞれ故障による交換の単価、定期交換の単価とする。

付録[2] (4.46)式の誘導

SPMあるいは故障による保全にかゝわらず時刻tまでにMPMによる保全が行なわれる間隔の分布関数を$P(t)$とすると$\bar{P}(t)=1-P(t)$は新品が$t=0$からスタートした時の時刻tまでにMPMによる保全が行なわれない確率である。また欠陥が発生した時刻を$t=0$とし、時刻tまでにSPMあるいは故障による保全は行なわれるがMPMによる保全は行なわれない確率を$\bar{g}_1(t)$とする。$\bar{P}(t)$について考えると、$\bar{P}(t)$は

① 時刻tまでに欠陥状態が発生しないこと、SPMによる保全が行なわれないことが同時に起こる確率

② 時刻tまでの任意の時刻xに欠陥が発生すること、xまでにSPMによる保全がおこなわれないこと、残る(t−x)間にSPM、故障による保全はあってもMPMによる保全は行なわれないことが同時に起こる確率

③ 時刻tまでの任意の時刻xにSPMによる保全が行なわれること、xまでに欠陥状態が発生しないこと、残る(t−x)にSPMあるいは故障による保全は行なわれてもMPMによる保全は行なわれないことが同時に起こる確率。

①と②と③の和である。式で表わすと、

$$\bar{P}(t) = \bar{F}_0(t)\bar{G}(t) + \int_0^t \bar{g}_1(t-x)\bar{G}(x)F_0'(x)dx + \int_0^t \bar{P}(t-x)\bar{F}_0(x)G'(x)dx \quad \text{-----}(1)$$

$\bar{g}_1(t)$は

① 時刻tまでに故障状態にならないこと、診断が完了しない

ことが同時に起こる確率

②時刻tまでの任意の時刻xに故障状態になること、xまでに診断が完了しないこと、残る(t−x)にSPM、あるいは故障による保全は行なわれてもMPMによる保全は行なわれないことが同時に起こる確率

①と②の和である。式で表わすと、

$$\bar{g}_1(t) = \bar{F}_E(t)\bar{F}_M(t) + \int_0^t \bar{P}(t-x)\bar{F}_M(x)F_E'(x)dx \quad \text{------} (2)$$

(1)(2)式を(3.16)(4.3)式でおきかえラプラス変換すると、

$$\bar{P}^*(s) = K^*(s) + \bar{g}_1^*(s)k^*(s) + \bar{P}^*\rho^*(s) \quad \text{------} (3)$$

$$\bar{g}_1^*(s) = \Phi^*(s) + \bar{P}^*(s)\psi^*(s) \quad \text{------} (4)$$

(3)式に(4)式を代入し、$\bar{P}^*(s)$について解くと

$$P^*(s) = \frac{K^*(s) + \Phi^*(s)k^*(s)}{1-k^*(s)\psi^*(s) - \rho^*(s)} \quad \text{------} (5)$$

(5)式において $s=0$ とすると平均MPM保全間隔が求まり、それを T_P とすると

$$T_P = \frac{K^*(0) + \Phi^*(0)k^*(0)}{1-k^*(0)\psi^*(0) - \rho^*(0)} \quad \text{------} (6)$$

(6) 式を (4.8)(4.9)(4.10)(4.11)(4.20) 式でおきかえると

$$T_p = \frac{T_K + T_H \cdot P_2}{P_1 P_2}. \longrightarrow \text{本文 (4.46) 式}$$

付録［3］平均保全（予防保全＋事後保全）間隔 $= T_K + T_H \cdot P_2$ の誘導

時刻 t までにSPM，MPMあるいは故障による保全が行なわれる間隔の分布関数を $Q(t)$ とすると $\bar{Q}(t)=1-Q(t)$ は新品が $t=0$ からスタートした時の時刻 t までにSPM，MPM及び故障による保全が行なわれない確率である。また欠陥が発生した時刻を $t=0$ とし，時刻 t までにSPM，MPM及び故障による保全が行なわれない確率を $\bar{g}_1(t)$ とすると

$\bar{Q}(t)$ は

① 時刻 t までに欠陥状態が発生しないこと，SPMによる保全が行なわれないことが同時に起こる確率

② 時刻 t までの任意の時刻 x に欠陥が発生すること，x までにSPMによる保全が行なわれないこと，残る $(t-x)$ 間にSPM，MPM及び故障による保全が行なわれないことが同時に起こる確率

①と②の和である。式で表わすと，

$$\bar{Q}(t) = \bar{F}_D(t)\,\bar{G}(t) + \int_0^t \bar{g}_1(t-x)\,\bar{G}(x)\,F_D'(x)\,dx \quad \text{------}(7)$$

$\bar{g}_1(t)$ は

時刻 t までに故障状態にならないこと，診断が完了しないことが同時に起こる確率

である。式で表わすと，

$$\bar{g}_1(t) = \bar{F}_E(t)\,\bar{F}_M(t) \quad \text{------}(8)$$

(7)(8)式を(4.3)式でおきかえラプラス変換すると

$$\bar{Q}^*(s) = K^*(s) + \bar{g}_1^*(s)k^*(s) \qquad \text{------ (9)}$$

$$\bar{g}_1^*(s) = \Phi^*(s) \qquad \text{------ (10)}$$

(9)式に(10)式を代入すると

$$\bar{Q}^*(s) = K^*(s) + \Phi^*(s)k^*(s) \qquad \text{----- (11)}$$

(11)式において $s=0$ とすると、平均保全(予防保全+事後保全)間隔が求まりこれを T_Q とし、(4.8)(4.9)(4.11)式でおきかえると

$$T_Q = T_K + T_H \cdot P_2$$

となる。